

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

**DÖVİZ KURU DAVRANIŞI,
ALTERNATİF MODELLER: TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

(DOKTORA TEZİ)

Kadir Yasin ERYİĞİT

Danışman

Prof. Dr. Sacit ERTAŞ

BURSA 2008

T. C.
ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ'NE

Ekonometri Anabilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 20024086 numaralı Kadir Yasin ERYİĞİT'in hazırladığı "Döviz Kuru Davranışı, Alternatif Modeller: Türkiye Örneği" konulu Doktora Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 08/10/2008 günü 11:00 – 13:00 saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin başarılı olduğuna oybirliği ile karar verilmiştir.



Prof. Dr. Sacit ERTAŞ
Uludağ Üniversitesi
Üye

(Tez Danışmanı ve Sınav Komisyonu Başkanı)



Prof. Dr. Erol İYİBOZKURT
Uludağ Üniversitesi
Üye



Prof. Dr. Işıl AKGÜL
Marmara Üniversitesi
Üye



Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN
Uludağ Üniversitesi
Üye



Prof. Dr. Erkan IŞIĞIÇOK
Uludağ Üniversitesi
Üye

08/10/2008

ÖZET

Yazar	: Kadir Yasin ERYİĞİT
Üniversite	: Uludağ Üniversitesi
Anabilim Dalı	: Ekonometri
Bilim Dalı	: Ekonometri
Tezin Niteliği	: Doktora
Sayfa Sayısı	: XIII + 147
Mezuniyet Tarihi	: 04 /11 / 2008
Tez Danışmanı	: Prof. Dr. Sacit ERTAŞ

DÖVİZ KURU DAVRANIŞI, ALTERNATİF MODELLER: TÜRKİYE ÖRNEĞİ

Bu tezde, Türkiye için döviz kurunun uzun dönem davranışı incelenmektedir. Tez dört farklı yaklaşımdan oluşmaktadır. Birinci yaklaşımda, PPP'nin uzun dönemde geçerliliği, hem tüketici ve hem de toptan eşya fiyat endeksi tabanlı, TL/\$ reel döviz kurunun durağan dışılığı sınanarak ele alınmaktadır. Durağan dışılık sınamalarında mevsimsellik, yapısal kırılma, aykırı değer ve varyans oranlarına ilişkin son gelişmeler dikkate alınmaktadır. Reel döviz kurun durağan dışılığının sınanması için 1985:01-2007:09 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmaktadır ve birinci yaklaşımda, PPP'nin geçerliliği yönünde güçlü bir kanıt bulunamamaktadır.

İkinci yaklaşımda, zaman serilerindeki yapısal kırılmaların varlığını dikkate alan Johansen ve diğerleri (2000) eşümleşim yordamı kullanılarak PPP'nin geçerliliği incelenmektedir. Önceki yaklaşımda olduğu gibi hem tüketici ve hem de toptan eşya fiyat endeksi tabanlı reel döviz kurları dikkate alınmakta ve 1985:01-2007:09 dönemi aylık verileri kullanılmaktadır. Ampirik çözümlene sonucunda toptan eşya fiyat endeksi tabanlı reel kur için PPP'nin çok zayıf uyarlamasının geçerli olduğu bulunurken, tüketici fiyat endeksi tabanlı reel kur için PPP'nin geçerliliği konusunda herhangi bir kanıt bulunamamaktadır.

Üçüncü yaklaşım, 1986:1-2006:3 dönemi çeyrek yıllık verileri için, reel döviz kurlarında süreğenliğe yol açtığı düşünülen ticarete konu olmayan malların fiyatları ile reel döviz kuru arasındaki uzun dönemli ilişkiyi belirlemeyi amaçlamaktadır. Teorik olarak yurtiçi ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin reel döviz kurları üzerinde pozitif, yurtdışı ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin negatif etkiye sahip olması beklenmektedir. Tahmin için hem Johansen ve diğerleri (2000) ve hem de Pesaran ve diğerleri (2001) eştümleşme yordamları uygulanmaktadır. Her iki eştümleşme yordamı reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların görece fiyatları arasında bir uzun dönemli ilişkinin varlığına işaret etmesine karşın, sadece Johansen ve diğerleri (2000) yordamından ekonomik beklentilerle uyumlu sonuçlar elde edilmektedir.

Mal ve varlık piyasalarını birlikte ele alan son yaklaşım, tüm uluslararası parite koşullarının, yani Satılma Gücü Paritesi, faiz oranları paritesi ve Fisher Paritesi'nin, müşterek olarak geçerliliğini araştırmaktadır. Çalışmada Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşme yordamı kullanılarak 1990:01-2006:07 dönemi aylık verileri ile üç uluslararası parite koşulunun geçerliliği müşterek olarak sınımlanmaktadır. Ampirik sonuçlara göre sistemde üç tane eştümleştirici ilişki tahmin edilmekte, fakat uluslararası parite koşullarının geçerliliği yönünde herhangi bir kanıt bulunmamaktadır. Sistemdeki üç eştümleştirici ilişki, başka uzun dönem dengelerinin varlığını ima etmektedir.

Anahtar Sözcükler

Reel döviz kurları, yapısal kırılmalar, aykırı değerler, varyans oranları, eştümleşme, ticarete konu olmayan malların fiyatları, uluslararası parite koşulları, belirginleştirme.

ABSTRACT

Yazar : Kadir Yasin ERYİĞİT
Üniversite : Uludağ Üniversitesi
Anabilim Dalı : Ekonometri
Bilim Dalı : Ekonometri
Tezin Niteliği : Doktora
Sayfa Sayısı : XIII + 147
Mezuniyet Tarihi : 04 /11 / 2008
Tez Danışmanı : Prof. Dr. Sacit ERTAŞ

EXCHANGE RATE BEHAVIOR, ALTERNATIVE MODELS: EVIDENCE from TURKEY

This dissertation investigates the long-run determinants of exchange rates for Turkey. The dissertation is composed of four essays. The first essay investigates univariate time series properties (i.e. unit root, seasonality, structural breaks, outliers, variance ratios) of the consumer prices and whole sale prices based TL/\$ real exchange rates and tests whether PPP holds in the long-run. By using the monthly data covering the period 1985:01-2007:09, it is found that there are not strong evidences in favor of PPP for Turkey.

The second essay analyzes the relative version of PPP in a multivariate cointegration framework using Johansen et al. (2000) cointegration procedure, which permits structural breaks in time series data. As in the first essay two different TL/\$ real exchange rates are considered and it is found that a weaker version of PPP holds for the whole sale prices based TL/\$ real exchange rate. Consumer prices based TL/\$ real exchange rate does not provide any evidence in favor of PPP.

The third essay aims to estimate long-run relationship between real exchange rates and relative non-traded good prices for the quarterly data covering the period 1986:1-2006:3. It is argued that foreign non-traded good prices have negative effects on real exchange rates, while domestic non-traded good prices have positive effects. To

estimate this relationship both Johansen et al. (2000) and Pesaran et al. (2001) cointegration procedures are used. Although, both cointegration procedures indicate that there is a long-run relationship between real exchange rates and relative non-traded good prices, only results of Johansen et al. (2000) satisfy the expectations.

The last essay asks whether international parity conditions, named as purchasing power parity, interest rate parity and Fisher parity, hold jointly. By using Johansen et al. (2000) cointegration procedure international parity conditions are tested jointly for the monthly data covering 1990:01-2006:07. According the empirical results there are three cointegrating relationship in the system, but international parity conditions do not hold in the long-run. Three cointegrating relationships imply the presence of other long-run equilibrium relationships in the system.

Key Words

Real exchange rates, structural breaks, outliers, variance ratios, cointegration, non-traded good prices, international parity conditions, identification.

ÖNSÖZ

Uluslararası finans ekonomisinde son yıllarda ortaya çıkan gelişmelerin bir getirisi olarak, özellikle açık ekonomiler için döviz kuru davranışı üzerindeki çalışmaların önemi giderek artmaktadır. Bununla birlikte zaman serisi ekonometrisi ve bilgisayar teknolojisindeki gelişmelerin de döviz kuru davranışı çalışmaları üzerine yoğunlaşmaları açısından araştırmacılara uygun bir ortam sağladığı açıktır. Bu noktadan hareketle çalışma, zaman serisi ekonometrisindeki son gelişmeleri dikkate alarak, Türkiye için döviz kuru davranışını satınalma gücü paritesi çerçevesinde incelemeyi ve alternatif modeller yardımıyla reel döviz kurunun uzun dönem belirleyicileri ile birlikte uluslararası parite koşulları arasındaki ilişkileri ortaya koymayı amaçlamaktadır.

Özellikle zaman serilerinde son dönemde ortaya çıkan en yeni tekniklerin uygulanmaya çalışılması ve buna bağlı olarak yeni ekonometrik yazılımların gerekmesi nedeniyle, çalışmanın tamamlanması oldukça zor ve uzun bir süreci kapsamıştır. Ancak bu zorlu süreç, akademik yaşantım boyunca her konuda olduğu gibi doktora tezime olan yardımları ve katkıları için de müteşekkir olduğum değerli hocam Prof. Dr. Sacit ERTAŞ'ın sayesinde aşılmış bulunmaktadır. Dolayısıyla değerli hocama bir kez daha sonsuz teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca çalışmaya olan katkıları ve yapıcı eleştirileri için Tez İzleme Komitesi ve Jüri üyelerine teşekkür ederim.

Akademik hayatım süresince desteklerini hep yanımda hissettiğim değerli hocalarım Prof. Dr. Ebru ERTAŞ ve Prof. Dr. Mustafa SEVÜKTEKİN'e, ayrıca değerli katkılarından dolayı Prof. Dr. Işıl AKGÜL'e teşekkürlerimi bir borç bilirim.

Son olarak, söz konusu süreçte desteğini hiç esirgemeyen sevgili eşim Sibel BALI ERYİĞİT, çalışma arkadaşım Dr. Süleyman KARAMAN ve anneme teşekkür ederim.

Kadir Yasin ERYİĞİT

Bursa, 2008

İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI.....	ii
ÖZET.....	iii
ABSTRACT.....	v
ÖNSÖZ.....	vii
İÇİNDEKİLER.....	viii
KISALTMALAR.....	xi
TABLolar.....	xii
ŞEKİLLER.....	xiii
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ, DÖVİZ KURLARI

ve

TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU DAVRANIŞI

1.1 Temel Kavramlar	6
1.1.1 Alternatif Satınalma Gücü Paritesi (PPP) Yaklaşımları.....	7
1.1.1.1 Mikroekonomik Yaklaşım ve Tek Fiyat Yasası (LOP).....	7
1.1.1.1.1 Tek Fiyat Yasasından Sapmalar.....	9
1.1.1.1.2 Uluslararası Fiyatların Yakınsamasını Engelleyen Faktörler..	10
1.1.1.2 Makroekonomik Yaklaşım.....	11
1.1.1.2.1 Mutlak Satınalma Gücü Paritesi.....	11
1.1.1.2.2 Görelî Satınalma Gücü Paritesi.....	12
1.1.2 Nominal, Reel ve Efektif Döviz Kurları.....	13
1.1.3 Kısa Dönem ve Uzun Dönem Satınalma Gücü Paritesi.....	15
1.2 Satınalma Gücü Paritesinin Ampirik Olarak Sınanması.....	16
1.3 Satınalma Gücü Paritesi'nden Sapmaların Yapısal Modellerle Modellenmesi.....	19
1.4 Türkiye'de Döviz Kuru Davranışı.....	20
1.5 Türkiye'de Satınalma Gücü Paritesi İle İlgili Yazın.....	24

İKİNCİ BÖLÜM

REEL DÖVİZ KURUNUN DURAĞANLIĞI

2.1 Reel Döviz Kuru Rassal Yürüyüş Modeli.....	27
2.1.1 Güç Problemi.....	28
2.1.2 Satınalma Gücü Paritesi Bilmeceleri.....	29
2.1.3 Türkiye Verileri İle Yapılan Reel Döviz Kuru Durağanlığı Çalışmaları.....	30

2.2 Türkiye’de Reel Döviz Kurları.....	32
2.3.Birim Kök Sınamaları.....	33
2.3.1 Dickey-Fuller Sınamaları.....	33
2.3.1.1 τ Sınamaları.....	34
2.3.1.2 Φ Sınamaları	36
2.3.1.3 Birden Çok Birim Kök.....	36
2.3.1.4 Birim Kök Sınama Stratejisi.....	37
2.3.2 Mevsimsel Birim Kök.....	38
2.3.3 Elliot, Rothenberg ve Stock DF-GLS Birim Kök Sınaması.....	40
2.3.4 Yapısal Kırılma ve Birim Kök Sınamaları.....	41
2.3.4.1 Dışsal Yapısal Kırılma.....	42
2.3.4.2 İçsel Yapısal Kırılma.....	44
2.3.4.3 Lee ve Strazicich Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınaması.....	49
2.3.5 So ve Shin Parametrik Olmayan İşaret Sınaması.....	50
2.3.6 Lee, Kim ve Newbold Varyans Oranı Sınaması.....	52
2.4 Ampirik Bulgular.....	54

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN EŞTÜMLEŞME ÇÖZÜMLEMESİ

3.1 Eşütümleşme Teknikleri.....	64
3.1.1 Tek Denklem Yaklaşımı.....	64
3.1.1.1 Hata Düzeltme Modeli.....	66
3.1.1.2 Kendiyle Bağlılaşımli Dağıtılmış Gecikme (ARDL) Modeli Yaklaşımı...	67
3.1.1.3 Tek Denklem Yaklaşımı Uygulamaları.....	68
3.1.1.4 Tek Denklem Yaklaşımından Kaynaklanan Problemler.....	69
3.1.2 Çok Değişkenli Sistemde Eşütümleşme.....	69
3.1.2.1 Johansen ve Johansen-Juselius Yaklaşımı.....	70
3.1.2.2 Çok Denklem Yaklaşımı Uygulamaları.....	73
3.1.2.3 Johansen, Mosconi ve Nielsen Eşütümleşme Yaklaşımı.....	74
3.1.2.4 Yöney Hata Düzeltme Modeli (VECM) Kısıtlama Sınamaları.....	77
3.1.2.5 VECM Kısıtlama Sınamalarının PPP İçin Genişletilmesi.....	78
3.2 Veri Seti ve Ampirik Bulgular.....	79

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

TİCARETE KONU OLMAYAN MALLAR ve REEL DÖVİZ KURU

4.1 Model.....	88
----------------	----

4.2 Ekonometrik Yöntemler.....	90
4.2.1 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınaması.....	91
4.2.2 Pesaran, Shin ve Smith (2001) Sınır Sınaması Yaklaşımı.....	92
4.3 Veri Seti ve Ampirik Bulgular.....	94
4.3.1 Johansen ve diğerleri (2000) Yaklaşımı ile Tahmin.....	97
4.3.2 Pesaran ve diğerleri (2001) Yaklaşımı ile Tahmin.....	101

BEŞİNCİ BÖLÜM

ULUSLARARASI PARİTE KOŞULLARININ MODELLENMESİ

5.1 Uluslararası Parite Koşulları.....	106
5.2 Uluslararası Parite Koşulları İçin Teorik Çerçeve.....	112
5.3 Türkiye İçin Uluslararası Parite Koşulları İle İlgili Yazın.....	115
5.4 Ekonometrik Yöntem.....	116
5.5 Türkiye ve ABD Arasında Parite Koşullarının Ampirik Olarak Test Edilmesi.....	117
5.6 Serilerin Durağanlık Özellikleri.....	120
5.7 Uluslararası Parite Koşulları İçin Eştleme Sınaması.....	122
5.7.1 Uluslararası Parite Koşullarının Geçerliliği.....	124
5.7.2 Tam Belirginleştirilmiş Eştleme İlişkileri.....	125
Sonuç.....	128
Kaynakça.....	133

KISALTMALAR

Kısaltma

ABD
ADF
AIC
APPP
ARCH
ARDL
ARFIMA
ARMA
BK
bkz.
CCR
CIP
CPI
D-F
DF-GLS
ed(s).
ERS
et al.
GDP
GLS
HEGY
HQ
IFS
KPSS
LM
LOP
LR
ML
OLS
PP
pp.
PPI
RPPP
SBC
sign
ss.
US
TL
TR
UECM
UIP
VAR
VECM
vol.
WPI
\$

Bibliyografik Bilgi

Amerika Birleşik Devletleri
Augmented Dickey-Fuller
Akaike Bilgi Ölçütü
Mutlak Satınalma Gücü Paritesi
Kendiyle Bağlaşımlı Koşullu Değişirlik
Kendiyle Bağlaşımlı Gecikmesi Dağıtılmış
Kendiyle Bağlaşımlı Fraksiyonel Hareketli Ortalama
Kendiyle Bağlaşımlı Hareketli Ortalama
Britanya
Bakınız
Kanonik Eştümleşim
Karşılanmış Faiz Paritesi
Tüketici Fiyat İndeksi
Dickey-Fuller
Dickey-Fuller Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
Editör(ler)
Elliot, Rothenberg ve Stock
Ve diğerleri
Gayrı safi Yurtiçi Hasıla
Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo
Hannan-Quinn Ölçütü
International Financial Statistics
Kwiatkovski, Phillips, Schmidt ve Shin
Lagrange Çarpanları
Tek Fiyat Kanunu
Olabilirlik Oranı
Ençok Olabilirlik
Sıradan En Küçük Kareler
Phillips ve Perron
Sayfadan sayfaya
Üretici Fiyat İndeksi
Görelî Satınalma Gücü Paritesi
Schwarz Bayesgil Bilgi Ölçütü
İşaret
Sayfadan sayfaya
Amerika Birleşik Devletleri
Türk Lirası
Türkiye
Kısıtlanmamış Hata Düzeltme Modeli
Karşılanmamış Faiz Paritesi
Yöney Kendiyle Bağlaşım
Yöney Hata Düzeltme Modeli
Sayı
Toptan Eşya Fiyat İndeksi
ABD Doları

TABLÖLAR

Tablo 2.1 ADF(p) Sınaması Uygulaması.....	37
Tablo 2.2 Serilerin Düzeyleri ve Farkları İçin ADF(p) Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	55
Tablo 2.3 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	56
Tablo 2.4 Serilerin Düzeyleri ve Farkları İçin (DF-GLS) Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	57
Tablo 2.5 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	58
Tablo 2.6 Perron ve Rodriguez (2003) Aykırı Değer Belirleme Sınama İstatistikleri.....	60
Tablo 2.7 So ve Shin (2001) Parametrik Olmayan İşaret Sınama İstatistikleri.....	60
Tablo 2.8 Lee ve diğerleri (2004) Varyans Oranı Sınama İstatistikleri.....	61
Tablo 3.1 Johansen ve diğerleri (2000) İz Sınama Sonuçları.....	81
Tablo 3.2 CPI ve WPI Bazlı Sistemler İçin VECM Kısıtlama Sınama Sonuçları.....	82
Tablo 3.3 PPP Uyarlamaları İçin VECM Kısıtlama Sınama Sonuçları.....	84
Tablo 4.1 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	95
Tablo 4.2 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	96
Tablo 4.3 Johansen ve diğerler (2000) İz Sınaması Sonuçları.....	98
Tablo 4.4 VECM Kısıtlama Sınama İstatistikleri.....	99
Tablo 4.5 Johansen ve diğerleri (2000) Uzun Dönem Tahmin Sonuçları.....	100
Tablo 4.6 Pesaran ve diğerleri (2001) Sınır Sınaması Sonuçları.....	101
Tablo 4.7 ARDL(1,1,0) Modelinin Tahmin Sonuçları.....	102
Tablo 4.8 ARDL(1,1,0) Uzun Dönem Katsayıları.....	103
Tablo 4.9 ARDL(1,1,0) Modelinin Hata Düzeltme Formu.....	104
Tablo 5.1 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	121
Tablo 5.2 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama İstatistikleri.....	122
Tablo 5.3 Johansen ve diğerleri (2000) İz Sınaması Sonuçları.....	123
Tablo 5.4 VECM Kısıtlama Sınama İstatistikleri.....	124
Tablo 5.5 Uluslararası Parite Koşullarının Eşanlı Geçerliliği.....	125
Tablo 5.6 Tam Belirginleştirme Sınama Sonuçları ve Eştümleşim Uzayı.....	126

ŞEKİLLER

Şekil 2.1 Göreli tüketici ve toptan eşya fiyatları ile TL/\$ nominal döviz kuru.....	32
Şekil 2.2 Tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatlarına göre TL/\$ reel döviz kuru.....	33
Şekil 3.1 Yapısal kırılma varlığında TL/\$ nominal döviz kuru ile göreli tüketici ve toptan eşya fiyatlarının zaman grafikleri.....	80
Şekil 4.1 Reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin zaman grafiği.....	94
Şekil 4.2 Yapısal kırılmalarla birlikte reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin zaman grafiği.....	97
Şekil 4.3 Uzun dönem denge ilişkisi.....	101
Şekil 5.1 Satınalma gücü paritesi ilişkisi.....	107
Şekil 5.2 Karşılanmış faiz paritesi ilişkisi.....	109
Şekil 5.3 Karşılanmamış faiz paritesi ilişkisi.....	110
Şekil 5.4 Uluslararası parite koşulları arasındaki ilişkiler.....	111
Şekil 5.5 Aylık fiyat farkı ve TL/\$ nominal döviz kuru.....	118
Şekil 5.6 Aylık reel döviz kuru ile Türkiye ve ABD enflasyon farkı.....	119
Şekil 5.7 Reel döviz kuru ile Türkiye ve ABD faiz oranları farkı.....	119
Şekil 5.8 Türkiye ile ABD arasındaki enflasyon ve faiz oranları farkları.....	120
Şekil 5.9 Durağan uzun dönem dengeleri.....	127

GİRİŞ

Küreselleşme ile birlikte uluslararası finans ekonomisinde meydana gelen gelişmeler, döviz kuru ile ilgili yazındaki teorik ve ampirik çalışmaları sayı olarak arttırmış ve kapsam olarak genişletmiştir. Cassel (1921)'in ortaya attığı Satınalma Gücü Paritesi (PPP) özellikle son yıllarda döviz kuru davranışı ile ilgili çalışmalar için genel bir çerçeve sunmakta ve uluslararası ekonomide en fazla sınınan teorilerden biri olarak karşımıza çıkmaktadır. PPP'nin sınınanmasına yönelik ampirik yazının sayı ve kapsam olarak genişlemesinde bir başka faktör zaman serisi ekonometrisindeki ve özellikle birim kök sınamaları ve eştümleşme (cointegration) yaklaşımlarındaki teorik gelişmelerdir.

PPP'nin geçerliliğinin, diğer bir deyişle reel döviz kurundaki pariteye dönüşün, araştırılması birçok açıdan önemlidir. Her şeyden önce döviz kuru davranışının belirlenmesi için kullanılan modellerin genel olarak birleştiği nokta, mal ve varlık piyasalarında bir uzun dönem dengesinin ya da bir arbitraj koşulunun var olduğudur. Dolayısıyla uluslararası finans ekonomisinde kullanılan birçok modelde yer alan reel döviz kuru dinamikleri, PPP önsavının sınınanmasını anlamlı hale getirmektedir. Ayrıca, PPP'nin denge döviz kuru hesaplamaları için bir karşılaştırma olanağı tanınması ve zaman boyunca şokların reel döviz kuru davranışını ne yönde etkileyeceği konusunda bir çerçeve sunması açısından iktisadi politika yapıcılarının da ilgisini çekmektedir. Genel olarak reel döviz kuru için rassal yürüyüş sıfır önsavının reddedilememesi reel döviz kurundaki değişimlerin kalıcı reel şoklar tarafından belirlendiğini ima etmektedir. Öte yandan pariteye dönüş özellikleri yönündeki bulgular, nominal ve reel şokların reel döviz kuru üzerindeki etkilerinin kalıcı olmadığı anlamına gelmektedir.

Cassel (1921)'den bu yana PPP'nin geçerliliğini ampirik olarak sınanan bir çok çalışma yapılmış ve yapılmaya devam etmektedir. Yapılan ilk çalışmalar, genel olarak klasik bağlaşım (regresyon) yaklaşımının uygulanarak parametreler üzerine konulan kısıtlamaların sınınanmasına dayanmaktadır. Sonraki çalışmalarda, zaman serisi tekniklerinin gelişimine paralel olarak, reel döviz kurunun rassal yürüyüş davranışı

gösterip göstermediğinin araştırılması popüler hale gelen bir yaklaşım olmuştur. Reel döviz kurunun durağan davranış göstermesi, uzun dönemde PPP'nin geçerli olması anlamına gelmektedir. Eşümleşme yaklaşımının ortaya çıkmasıyla birlikte PPP sınamaları yeni bir boyut kazanmış ve nominal döviz kurları ile fiyatlar genel düzeyleri arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınavan eşümleşme yaklaşımları yaygın bir şekilde kullanılmaya başlamıştır.

Zaman serisi tekniklerindeki gelişmelere paralel olarak PPP sınamaları çeşitlilik ve kapsam açısından her geçen gün genişlemektedir. Bu anlamda, aynı anda birçok ülke için karşılaştırmalı çalışma yapmaya olanak tanınması nedeniyle, özellikle PPP'yi sınamaya yönelik panel veri çalışmaları da her geçen gün hızla atmaktadır. Reel döviz kurunun doğrusal dışı dinamiklerini ortaya koyan doğrusal dışı modeller ve eşümleşme yaklaşımları ise bu alandaki son yenilikleri oluşturmaktadır.

Tezin amacı, zaman serisi tekniklerindeki son gelişmeleri dikkate alarak Türkiye ve ABD arasında PPP'nin geçerliliğini doğrusal modeller çerçevesinde sınamaktır. Türkiye açısından serilerde ortaya çıkması olası yapısal kırılmaların ve aykırı değerlerin dikkate alınması önemlidir. Çünkü gelişmekte olan bir ülke olarak Türkiye'nin, özellikle siyasal istikrarsızlıklara ve ekonomisindeki kırılganlığa bağlı olarak yaşadığı, finansal krizler nominal döviz kurunda ve/veya fiyatlar genel düzeylerinde yapısal kırılmalar ve/veya aykırı değerler olarak ortaya çıkmaktadır. Çalışmada ilk olarak, PPP'nin uzun dönemde geçerliliği açısından TL/\$ reel döviz kurunun durağanlığı, özellikle mevsimsellik, yapısal kırılmalar, aykırı değerler ve koşulsuz varyanstaki olası değişimler dikkate alınarak sınanmaktadır. Daha sonra yapısal kırılmalar varlığında, eşümleşme yaklaşımı kullanılarak TL/\$ nominal döviz kuru ile Türkiye ve ABD fiyat düzeyleri arasındaki uzun dönemli ortak hareket araştırılmaktadır.

PPP'nin geçerliliğini engelleyen birçok sınırlama bulunmaktadır. Her şeyden önce, ele alınacak dönemin ne olacağı ve birçok fiyat endeksinden hangisinin hesaplamalarda kullanılacağı bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. Fiyat düzeyi farklılıklarına ek olarak dünya ticaret şeklini belirleyen ulaştırma masrafları, gelir, zevk ve tercihlerin hesaplara nasıl sokulacağı da PPP'nin geçerliliğini sınırlayan önemli faktörlerden biridir. Ticarete konu olmayan malların PPP hesaplamaları için

kullanılacak olan fiyat endekslerinin içinde yer alması da PPP'nin geçerliliğini sınırlamaktadır (bkz. İyibozkurt, 2001).

Ticarete konu olmayan malların doğrudan veya dolaylı olarak genel fiyat endekslerinde yer alması PPP'den sapmaları ortaya çıkmaktadır. Çalışmada Türkiye ve ABD arasında PPP'nin geçerliliği konusunda sorun teşkil edebilecek ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin, reel döviz kuru davranışına olan etkisi modellenmeye çalışılmaktadır.

Satınalma gücü paritesinden sapmalara neden olan etkenlerden biri de uygulamadaki döviz kuru rejimlerinde meydana gelen değişikliklerdir. PPP ile ilgili teorik ve ampirik yazın incelendiğinde, genel olarak sabit döviz kuru rejimi uygulamadayken pariteye doğru ayarlamaların yurtiçi fiyat düzeyleri ile gerçekleştirildiği görüşü hakimdir. Ancak dalgalı kur söz konusu iken pariteye dönüşler, nominal döviz kuru hareketleri aracılığıyla gerçekleşir. Bu anlamda özellikle 1980 sonrasında farklı döviz kuru rejimlerinin söz konusu olması Türkiye açısından reel döviz kuru davranışı ve reel döviz kurunun nominal ve reel şoklara göstermiş olduğu tepkiler oldukça önemli hale gelmektedir. Dolayısıyla örnek döneminin değişik döviz kuru rejimlerini kapsayacak şekilde genişletilmesi gerekmektedir. Bu amaçla çalışmada örnek dönemi olarak 1985-2007 dönemi dikkate alınmaktadır.

PPP'den sapmalara neden olan bir diğer faktör, döviz kuru değişmelerinin açıklanmasıyla ilgili olarak, mal piyasasındaki fiyatlar genel düzeyinin nominal döviz kurlarına göre daha az bir değişkenlik göstermesi olabilir. Bu durum parasal etkenlerin reel etkenlerden daha baskın olduğu ortamlarda söz konusu olabilir. Dünyada esnek döviz kuru rejimine geçişle birlikte uluslararası sermaye hareketlerinin giderek önem kazanması bir başka parite ilişkisinin ortaya çıkmasına yol açmıştır. Genel olarak, faiz oranı paritesi olarak bilinen bu parite ilişkisinin, Türkiye için özellikle 2002 sonrasında uluslararası sermaye hareketlerine oldukça duyarlı olan döviz kuru hareketlerinin açıklanmasında PPP ile birlikte eşanlı olarak sınılanması önemli hale gelmektedir. Bu amaçla tez çalışması hem mal ve hem de varlık piyasalarını aynı anda dikkate alarak, Türkiye ve ABD arasında satınalma gücü ve faiz oranı paritelerinin geçerliliğini yapısal kırılmaların varlığında eşanlı olarak sınılamaktadır.

Çalışma genel olarak beş bölümden oluşmaktadır. Birinci bölüm, satınalma gücü paritesi, döviz kurları ile ilgili temel kavram yasa ve kuramları tartışmakta ve Türkiye’de planlı dönemdeki döviz kuru hareketlerini ve döviz kuru hareketleri ile ilgili yapılan çalışmaları tarihsel bir süreç içerisinde özetlemektedir.

İkinci bölümde, 1985:01-2007:09 dönemini kapsayan aylık verilerle TL/\$ reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığının araştırılması çerçevesinde PPP’nin uzun dönemde geçerliliği sınanmaktadır. Sınama yordamları olarak geleneksel Dickey-Fuller birim kök sınamalarının yanında, mevsimsel durağan dışılık için Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) sınaması ile birlikte Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından geliştirilen ve genelleştirilmiş en küçük karelere dayanan Dickey-Fuller birim kök sınaması kullanılmaktadır. Ayrıca son yıllarda Türkiye’de yaşanan birkaç finansal krizin yapısal kırılma olarak tahmin edilmesi beklentisi altında Lee ve Strazicich (2003) çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınaması yapılmaktadır. İkinci bölümün ilerleyen kesimlerinde olası aykırı değerlerin reel döviz kuru davranışına olan etkisi So ve Shin (2001) sınaması ile araştırılmaktadır. Ancak, So ve Shin sınamasından önce serilerdeki olası aykırı değerler Perron ve Rodriguez (2003) aykırı değer belirleme sınaması ile tahmin edilmektedir. İkinci bölümde son olarak zaman serilerinde koşulsuz varyanstaki olası değişmeyi, yapısal kırılmalar varlığında dikkate alan Lee ve diğerleri (2004) varyans oranı sınaması yapılmaktadır. Yapılan sınamalara bağlı olarak PPP’nin uzun dönem geçerliliği ile ilgili tartışma sınama sonuçlarını izleyen süreçte verilmektedir.

Üçüncü bölümde, 1985:01-2007:09 dönemi aylık verileri kullanılarak PPP’nin geçerliliği, nominal döviz kuru ile fiyat düzeyleri arasındaki uzun dönemli eştümleşim ilişkisinin sınanması çerçevesinde araştırılmaktadır. Bu bölümde eştümleşme yordamı olarak eştümleşim ilişkisinde yapısal kırılmaların varlığına olanak tanıyan Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşme tekniği kullanılmakta ve PPP’nin uzun dönem geçerliliği ile ilgili sonuçlar tartışılmaktadır.

Dördüncü bölümde, PPP’den sapmalara neden olan en önemli etmenlerden biri olan ticarete konu olmayan malların fiyat endeksleri içerisinde yer alması problemine açıklık getirilmekte ve reel döviz kuru davranışına olan etkisi, çok denklemlili (Johansen ve diğerleri (2000)) ve tek denklemlili (Pesaran ve diğerleri (2001)) eştümleşme

yordamları kullanılarak tahmin edilmektedir. Bu bölümde 1986:1-2006:3 çeyrek yıllık verileri ile tahmin yapılmakta ve tahmin için kullanılan her iki yöntemde de yapısal kırılmalar dikkate alınarak sonuçlar tartışılmaktadır.

Son olarak beşinci bölümde, mal piyasasını dikkate alan satınalma gücü paritesi ile varlık piyasalarını dikkate alan faiz oranı paritesi birleştirilerek, 1990:01-2006:07 dönemi aylık verileri ile birlikte, Türkiye ve ABD arasında uluslararası parite koşullarının geçerliliği Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşme yöntemiyle eşanlı olarak sınanmakta ve sonuçlar tartışılmaktadır.

BÖLÜM I
SATINALMA GÜCÜ PARİTESİ, DÖVİZ KURLARI
ve
TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU DAVRANIŞI

Bu bölüm iki temel kesimden oluşmaktadır. Birinci kesimde, satınalma gücü paritesi ve döviz kuru ile ilişkili temel kavram, yasa ve kuramlar ana hatları ile açıklanmaktadır. İkinci kesimde, Türkiye'de planlı dönemdeki döviz kuru hareketleri ve bu hareketleri inceleyen çalışmalar tarihsel bir bakış açısı içerisinde ele alınmaktadır.

1.1 Temel Kavramlar

Satınalma gücü paritesi uluslararası finans ekonomisinde temel bir arbitraj koşuludur. Döviz kuru belirlenmesi modellerinde bir varsayım olarak ve iktisadi politikada da bir başvuru noktası olarak kullanılmaktadır. Satınalma gücü paritesi (PPP) teorisi iki ulusal para arasındaki uzun dönem denge döviz kurunun iki ülkenin satınalma güçlerini eşitleyeceğini ileri sürmektedir. Ampirik bir teori olarak ilk kez Gustav Cassel (1921) tarafından ortaya atılan PPP kavramı tek fiyat yasasına (LOP) dayanmaktadır. LOP teorisi ideal etkin piyasalarda birbirinin aynı olan malların, aynı para birimi ile ölçüldüğünde, sadece tek fiyatının olması gerektiğini ifade etmektedir.

PPP kavramı, I. Dünya Savaşı nedeniyle çöken dünya finansal sisteminin yeniden yapılandırma çalışmalarına paralel olarak ortaya çıkmıştır. Savaş sonrasında bir süre geçerliliğini koruyan altın standardı, değişken enflasyon deneyimleri yaşayan ülkelerin senyör geliri elde etmek amacıyla devalüasyona gitme çabaları ve spekülörlerin bu durum karşısında kayıtsız kalamamaları sonucunda olanaksız hale gelmiş ve kısa sürede terkedilmiştir.

Cassel'in görüşleri ve hesaplamaları 1925 yılında Britanya ulusal parasının, dolara karşı savaş öncesi altın standardına göre belirlenen pariteye (mint parite) getirilmesi kararlarında önemli bir rol oynamıştır.¹

¹ Bu kararlar daha sonra çok eleştirilmiştir (Keynes, 1932 ve Officer, 1976)

Cassel tarafından geliştirilen PPP yaklaşımı, tarifelerden, taşımacılık maliyetlerinden ve ticaret engellerinden soyutlandığı takdirde piyasa arbitrajı nedeniyle, aynı malın farklı ülkelerdeki fiyatının aynı olacağını ima etmektedir. Bu yaklaşım geçerli olduğunda iki farklı ülkenin paraları arasındaki “piyasa” değişim oranı, aynı malın bu ülkelerdeki “uzun dönem denge fiyatı” oranına eşit olacaktır (İyibozkurt, 2001).² Cassel’in PPP yaklaşımı aynı para cinsinden ifade edildiğinde aynı malın veya aynı mal sepetinin farklı ülkelerdeki uzun dönem denge fiyatının aynı olması gerektiği anlamına gelmektedir.

Cassel’in görüşleri ileriki yıllarda Taussig (1927), Haberler (1945), Balassa (1964) ve Samuelson (1964) tarafından eleştirilmiştir. Tüm eleştirilere karşın satınalma gücü paritesi yaklaşımının doğruluğunu kanıtlamaya yönelik çalışmalar devam etmektedir. Günümüzde satınalma gücü paritesinin çeşitli uyarlamaları çok değişik uygulama alanlarında kullanılmaktadır

1.1.1 Alternatif Satınalma Gücü Paritesi Yaklaşımları

Satınalma gücü yaklaşımları, mikroekonomik ve makroekonomik yaklaşımlar olarak iki ana başlık altında toplanabilir. Mikroekonomik yaklaşım PPP’yi tek bir mal veya mal sepeti cinsinden ifade etmekte ve LOP teorisine dayanmaktadır. Makroekonomik yaklaşım ise PPP’yi fiyat indeksleri cinsinden tanımlamaktadır.

1.1.1.1 Mikroekonomik Yaklaşım ve Tek Fiyat Yasası

Çok sayıda alıcı ve satıcının bulunduğu, giriş ve çıkışların serbest olduğu, piyasaya yönelik bilgilerin kolayca ve düşük maliyetle sağlanabildiği etkin piyasa koşulları altında, dış ticarete konu olan bir malın fiyatının tüm piyasalarda aynı olması beklenmektedir.

Tek fiyat yasası herhangi bir i malı için,

$$P_i = QP_i^* \quad (1.1)$$

şeklinde tanımlanır, burada P_i , i malının yurtiçi (TL) fiyatını, P_i^* , aynı malın yurtdışı fiyatını ve Q yabancı paranın (\$) yerli para (TL) cinsinden fiyatını temsil etmektedir.

² Tırnak içerisindeki ifadeler tarafımdan eklenmiştir.

LOP, eşitlik (1.1), fiyatlar tek bir ulusal paraya dönüştürüldüğünde aynı malın farklı ülkelerde aynı fiyattan satılması gerektiğini söylemektedir. Dolayısı ile tek fiyat yasasına dayanan PPP kuru (reel döviz kuru),

$$Q = \frac{P_i}{P_i^*} \quad (1.2)$$

olmaktadır.

Tek bir mala dayalı satınalma gücü paritesine tipik örnek, The Economist dergisinin farklı ülkelerdeki MacDonal'd's ayaküstü yiyecek lokantalarındaki Büyük Mac hamburger fiyatlarına dayanarak belirlediği endekstir. 19 Temmuz 2007 tarihli The Economist dergisine göre Büyük Mac'ın ABD fiyatı 3.41 \$ olarak belirlenmektedir. Büyük Mac'ın aynı tarihteki Türkiye fiyatı ise 4.75 TL'dir. Nominal (spot) döviz kuru ($Q = 1.2369$) kullanılarak ABD dolarına dönüştürüldüğünde Büyük Mac hamburgerinin Türkiye dolar fiyatınının 3.84 \$ olduğu bulunur.

Büyük Mac'ın ABD fiyatı ile Türkiye fiyatının birbirinden farklı olmasının çok sayıda nedeni vardır. Her şeyden önce iki ülke arasında vergi oranları farklıdır. Dış ticarete konu olmayan girdi bileşenleri değişiktir. Yerel satıcıların kâr marjınleri aynı değildir. İki piyasada ürünün sunum şekilleri farklıdır. Ürün Türkiye'de kola veya ayranla birlikte pazarlanabilirken ABD'de daha çok meyveli süt ile birlikte sunulmaktadır.

Büyük Mac'ı esas alan satınalma gücü paritesi, alternatif olarak, yerel para ile birimi ile ifade edilen fiyatlar veri iken, hamburger tabanlı PPP kuru olarak

$$Q = \frac{P_i}{P_i^*} = \frac{4.75}{3.41} = 1.39 \quad (1.3)$$

şeklinde ifade edilebilir. 19 Temmuz 2007 tarihli nominal (spot) döviz kuru 1.2369 olduğu için, satınalma gücü paritesi nominal döviz kurunda aşırı değerlenme olduğuna işaret etmektedir.

Piyasada n sayıda dış ticarete konu olan malın bulunduğunu, tek fiyat yasasının bu mallardan her biri için geçerli olduğunu ve her bir malın iki ülke tüketim sepeti içerisinde aynı anda yer aldığı varsayılırsa, n sayıda mal için LOP,

$$\sum_{i=1}^n P_i = Q \sum_{i=1}^n P_i^* \quad (1.4)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada Σ , bireysel mallar üzerine alınan toplamı ifade etmektedir. Buna göre n mal için PPP kuru

$$Q = \frac{\sum_{i=1}^n P_i}{\sum_{i=1}^n P_i^*} \quad (1.5)$$

şeklinde bulunur. Uygulamalarda bu şekilde veriler mevcut olmadığından (1.5)'e göre PPP kurunu bulmak hemen hemen olanaksız görünmektedir.

1.1.1.1.1 Tek Fiyat Yasasından Sapmalar

Tek fiyat yasasının geçerliliğini araştıran çalışmaların hemen hemen hepsi LOP'tan sapmaların çok geniş kapsamlı mal grubu için aşırı ölçüde oynak olduğuna işaret etmektedir. Isaard (1977), ABD, Almanya, Kanada ve Japonya'nın yüksek düzeyde ticarete konu olan ihracat mallarına ait verilerin alt sınıflandırma gruplarına inerek incelemiş ve tek fiyat yasasından sapmaların oldukça büyük ve süregelen olduğunu aynı zamanda büyük ölçüde nominal döviz kurlarını izlediğini saptamıştır. Richardson (1978) 4 ve 7 haneli SIC (standart endüstriyel sınıflandırma) kategorileri için ABD ve Kanada arasında belirli ölçüde arbitraj olmasına karşın bunun mükemmellikten uzak olduğunu belirlemiştir. Daha ayrıntılı veriler kullanan Giovanni (1988) ABD ve Japonya'da fiyatlar arasında çok keskin ayrımlar olduğunu bulmuştur. Keza Giovanni (1988) de LOP'tan sapmaların nominal döviz kurundaki hareketlerle belirli ölçüde ilişkilimli (korelasyonlu) olduğunu bulmuştur. Öte yandan, yüksek düzeyde ticarete konu olan bazı mallar için tek fiyat yasasının oldukça iyi bir şekilde geçerli olduğu gözlenmektedir.

1.1.1.1.2 Uluslararası Fiyatların Birbirine Yakınsamasını Engelleyen Faktörler

Ticarete konu olan malların fiyatları arasındaki farkı ortaya çıkaran bir diğer faktör taşımacılık maliyetleridir. Taşımacılık maliyetlerinin, yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar arasında önemli bir farklılığa yol açtığı bilinmektedir. Bu etki, uluslararası ticarete ortaya çıkabilecek fiyatların eşit olmasını engellemektedir. İthalatı yapılan malların yurtiçi fiyatları, yabancı üreticilere yapılacak ödemelere ek olarak taşımacılık maliyetlerini de içermektedir. Bu taşımacılık maliyetleri yerel satın alıcıların karşı karşıya kaldıkları ithalat malının fiyatlarıdır ve kısaca c.i.f. (cost insurance freight) olarak bilinir. Diğer yandan, bir ihracat malının maliyeti ve yükleme anına kadar yapılan masraflar ise f.o.b. (free on board) olarak bilinir. Bu farklılık Uluslararası Para Fonu (IMF)'nin yayınladığı Direction of Trade Statistics (1994)'te birçok ülke dikkate alınarak kabaca yaklaşık olarak %10 olarak tahmin edilmiştir. Birbiri ile ticaret ortağı olan A ve B gibi iki ülke için X ihracatı ve M ithalatı göstermek üzere göreceli fiyatlar,

$$(P_X/P_M)_A = (P_X/P_M)_B \quad (1.6)$$

şeklinde ifade edilebilir. Taşımacılık maliyetleri dikkate alındığında, üretici ve tüketicilerin karşı karşıya kaldıkları fiyat oranları A ülkesinde;

$$\left[\frac{P_X(f.o.b)}{P_M(c.i.f)} \right]_A \quad (1.7)$$

B ülkesinde ise;

$$\left[\frac{P_X(c.i.f)}{P_M(f.o.b)} \right]_B \quad (1.8)$$

olacaktır. Buna bağlı olarak malların ülkeler arasındaki fiyatları farklılaşacak ve PPP için temel oluşturan LOP'tan sapmalar meydana gelecektir (Ellsworth ve Leith, 1975).

Son yıllarda önemi giderek azalmasına karşın gümrük vergileri de LOP'tan sapmalara neden olan faktörlerden biridir. Gümrük vergilerinden daha da önemli olan bir fiyat farklılaşması faktörü uluslararası ticarete konan gümrük vergisi dışındaki engellerdir. Örneğin bazı ülkeler gıda ithalatı üzerinde sıkı kontrol uygulamaktadır. Bu kontroller özellikle meyve ve sebze ihracat fiyatları üzerine ek bir yük getirmektedir. (Rogoff, 1996). Knetter (1993), gümrük vergisi dışındaki engellerin LOP'tan sapmaları açıklamada oldukça önemli olduğunu belirtmekte ve büyük bir kesim mal için Alman

ihracatçıların Japonya’da yerel üreticilere kıyasla daha yüksek fiyatla satış yapmak zorunda kaldıklarını göstermektedir.

Keza uluslararası arbitrajın zor veya olanaksız olduğu otomobil veya elektronik cihazlar gibi mal grupları söz konusudur. Bu tip malların ithalatı tekel konumundaki üretici firmalar ve yasal düzenlemeler tarafından engellenmekte ve başka ülkelerde satın alınan mallara servis hizmeti sunulmamaktadır.

Yukarıda belirtilen nedenlerle, dar bir aralık içinde kalan türdeş mallar dışında, kısa dönem uluslararası arbitrajın farklı ülkelerdeki mal piyasalarında fiyatları eşitleme açısından çok önemli olduğu ortaya çıkmaktadır. Başka bir ifade ile belirtilen faktörler tek fiyat yasasının başarısının, en azından kısa dönemde zor olduğuna işaret etmektedir.

1.1.1.2 Makroekonomik Yaklaşım

Makroekonomik yaklaşım satınalma gücü paritesinin hesaplanmasında uluslararası ticarete konu olan herhangi bir mal veya mal sepeti yerine fiyat endekslerini taban almaktadır. Bu yaklaşımda satınalma gücü paritesi iki farklı şekilde tanımlanmaktadır.

1.1.1.2.1 Mutlak Satınalma Gücü Paritesi

Mutlak PPP (APPP), mikroekonomik verilere dayanan tek fiyat yasasının fiyat endekslerine genişletilmiş halidir. Bir önceki kesimden farklı olarak P ve P^* , sırasıyla t zamanındaki yurt içi ve yurtdışı tüketici fiyat endeksleri olsun. Bu durumda mutlak satınalma gücü paritesi,

$$P = QP^* \quad (1.9)$$

şeklinde tanımlanır. Burada Q satınalma gücü paritesi döviz kurudur.³

Özünde, mutlak satınalma gücü paritesi bir önceki kesimde ele alınan mikroekonomik satınalma gücü paritesinin endeksler cinsinden ifadesinden başka bir

³ Mutlak satınalma gücü paritesi çok sayıda mal endeksini kapsam içine aldığı için daha doğru olarak,

$$\sum_i P_i = Q \sum_i P_i^* \quad (1.10)$$

olarak tanımlanabilir, burada Σ , tüketici fiyat endeksi üzerine alınan toplamı göstermektedir (Rogoff, 1996)

şey değildir. Hemen akla gelen soru (1.9)'da hangi fiyat endeksinin kullanılacağı sorusudur. Farklı ülkelerin satınalma gücü paritesi karşılaştırmaları, birçok endeks problemi ile karşı karşıya kalınmasını beraberinde getirebilmektedir. Zaman serisi verileri kullanımı söz konusu olduğunda, bir ülke içinde tüketim ağırlıklarının değişmesinin ve piyasaya yeni sürülen ürünlerin nasıl dikkate alınacağı konuları üzerinde durulması gerekmektedir.

Uygulamada mutlak satınalma gücü paritesi kullanılmaya kalkışıldığında karşılaşılan en büyük problem, hesaplamada kullanılacak verilerin bulunamamasıdır (Rogoff, 1996). Bu problemin ilk nedeni ülkelerin standartlaştırılmış mal sepetleri için endeksler oluşturamamasıdır. Bazı ülkelerin tüketici ve üretici fiyat endeksleri birbirine çok benzer mal ve hizmetler içermesine karşın endeksler yine de birbirinden farklı oluşturulmakta ve sepet ağırlıkları birbirine benzememektedir. İkincisi, endeksler belirli bir baz yılına göreli olarak, örneğin 2000 yılı 100'e eşit olacak şekilde, oluşturulmaktadır. Buna bağlı olarak endeksler, baz yılında PPP'nin ne kadar sapmalı olduğu konusunda bilgi vermemektedir. Cassel (1921), PPP'nin belirli bir baz yılında ortalama olarak aynı olduğu varsayımının yapılmasını önermektedir.

Bazı araştırmalar satınalma gücü paritesi karşılaştırmalarında ulusal fiyat endekslerinden kaynaklanan problemin üstesinden gelinmesi için çeşitli yöntemler deneyerek mutlak PPP ölçüsü oluşturmaya çalışmıştır. Örneğin, Gilbert ve Kravis (1954) ABD, Britanya, Fransa, Almanya ve İtalya için, fiyat düzey ölçüleri geliştirmiştir. Summers ve Heston (1991) çok daha kapsamlı yıllar ve ülkeler için, Uluslararası Karşılaştırma Programı (ICP) çerçevesi içinde, mutlak PPP tahminleri üretmiştir. Fakat ICP verileri de birçok kısıtları içermektedir. Keza bu verilerin derlendiği zaman ile kullanılabilir halde yayımlandığı zaman arasında uzun bir gecikme söz konusudur. Hâlbuki ülkelerin derledikleri fiyat endeksleri, çok daha kısa sürelerde kullanılabilir biçimde yayımlanmaktadır.

1.1.1.2.2 Göreli Satınalma Gücü Paritesi

Görelî PPP (RPPP) her bir ülkedeki enflasyon oranı ile döviz kurunu birbiri ile ilişkilendirmektedir:

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \frac{P_t/P_{t-1}}{P_t^*/P_{t-1}^*}. \quad (1.11)$$

Burada, t zamanı, P ve P^* , sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı fiyat endekslerini, Q ise satınalma gücü paritesi döviz kurunu göstermektedir.⁴

Görelî PPP, döviz kurundaki büyüme oranının yerli yabancı ülke fiyatlarındaki büyüme oranı ile dengeli olması gerektiğine işaret etmektedir (Rogoff, 1996). Mutlak PPP için geçerli olan endeks problemleri, aynen görelî PPP için de geçerlidir.

Görelî satınalma gücü paritesi mutlak satınalma gücü paritesi için gerekli olmasına karşın yeterli değildir. Başka bir şekilde ifade edilirse, mutlak PPP geçerli olduğunda görelî PPP'de geçerli iken, mutlak PPP'nin geçerli olmadığı durumlarda da görelî PPP geçerli olabilir.

Uygulamada görelî PPP'den sapmaları yorumlamak bazen çok güç olabilir. Bir ulusal paranın diğerine görelî PPP cinsinden aşırı değerli olması karşılaştırma için seçilen baz yılı karşı oldukça duyarlıdır. Baz yıl değiştiğinde duyarlılık ortadan kalkabilir.

1.1.2 Nominal, Reel ve Efektif Döviz Kurları

PPP'nin döviz kurları ile fiyat düzeyleri arasındaki ilişkinin belirlenmesinde bir araç olarak kullanılabilceği daha önceki kesimlerde belirtilmişti. Ancak uygulamada kullanılan kurlar nominal döviz kurlarıdır ve bu kurlar kısa dönemde PPP'ye göre oluşması gereken kurlardan farklıdır.⁵ PPP, nominal döviz kurları ve fiyat düzeyleri arasındaki ilişkiyi göstermenin bir başka yolu reel döviz kurularını kullanmaktır. Reel döviz kuru (RE),

⁴ Aynen mutlak PPP'de yapıldığı gibi görelî PPP'de daha doğru olarak,

$$\frac{Q_t}{Q_{t-1}} = \frac{\sum_i P_{i,t} / \sum_i P_{i,t-1}}{\sum_i P_{i,t}^* / \sum_i P_{i,t-1}^*} \quad (1.12)$$

şeklinde tanımlanabilir, burada tüketici fiyat endeksi üzerine toplamlar alındığı açıkça vurgulanmaktadır.
⁵ Finansal işlemlerde iki ulusal para arasındaki döviz kuru bir ulusal paranın diğeri cinsinden ne kadar değerli olduğunu belirtmektedir. Spot döviz kuru güncel döviz kuruna atıfta bulunmaktadır. Nominal döviz kuru dendiğinde spot döviz kuru kastedilmektedir. Öte yandan vadeli döviz kuru bugün kote edilen ve alım sayımı yapılan fakat gelecekteki bir tarihte teslim edilecek veya ödenecek kura atıfta bulunmaktadır.

$$RE = EP^*/P \quad (1.13)$$

şeklinde tanımlanır. Burada, daha önce olduğu gibi, P yurtiçi fiyat düzeyi, P^* yabancı fiyat düzeyi ve E nominal döviz kurudur. Reel döviz kuru teorik olarak ideal bir kavramdır ve kısa dönemde geçerli olması beklenemez. P ve P^* 'nin seçilen baz yılında aşağı yukarı aynı değere sahip olması gerekir. Yani baz yılında $RE \cong E$ olmalıdır. Pratikte dikkate alınması gereken çok sayıda yabancı ülke parası ve fiyat düzeyi vardır. Buna paralel olarak reel döviz kuru hesaplamaları karışık hale gelmektedir.

Yazında satınalma gücü paritesi çoğunlukla reel döviz kuru cinsinden ifade edilmektedir. Nominal döviz kuru mutlak satınalma gücü paritesi kuruna eşitleyen reel döviz kuru, (1.9) ve (1.13)'ten,

$$RE = \frac{QP^*}{P} = \frac{EP^*}{P} = 1 \quad (1.14)$$

olarak bulunur. Yani APPP'in geçerli olabilmesi için reel döviz kurunun sabit ve birime eşit olması gerekir. Öte yandan nominal döviz kurunu görelî satınalma gücü paritesi kuruna eşitleyen reel döviz kuru eşitlik (1.11) ve (1.14)'ten,

$$RE_t = \frac{E_t P_t^*}{P_t} = \frac{E_{t-1} P_{t-1}^*}{P_{t-1}} = A \quad (1.15)$$

olarak bulunur. Yani görelî satınalma gücü paritesi geçerli olduğunda denge reel döviz kuru A gibi sabit bir sayıya eşit olmalıdır.

PPP'nin ampirik olarak sınanması daha çok reel döviz kuru cinsinden yapılmaktadır. Sınamalar, çoğunlukla değişkenlerin logaritmaları alınarak gerçekleştirilmektedir. Eşitlik (1.15)'in iki yanının doğal logaritması alınırsa reel döviz kurunun logaritması,

$$\ln RE_t = \ln E_t + \ln P_t^* - \ln P_t = \ln A \quad (1.16)$$

şeklinde ifade edilebilir. Değişkenlerin logaritmaları küçük harflerle gösterilirse (1.15) yeniden,

$$re_t = e_t + p_t^* - p_t = a \quad (1.10)$$

şeklinde yazılır. Mutlak PPP geçerli olduğunda, yani $RE_t = A = 1$ iken, reel döviz kurunun logaritması sıfıra eşit olacaktır ($re_t = 0$).

Görelî PPP ile reel döviz kuru arasındaki ilişki logaritmalar cinsinden ifade edilen eşitlik 1.10'deki değişkenlerin birinci farkları alınarak daha açık bir şekilde ifade edilebilir.⁶ Buna göre (1.10),

$$\Delta re_t = \Delta e_t + \Delta p_t^* - \Delta p_t = 0 \quad (1.11)$$

olacaktır. Bu ifade görelî PPP'nin geçerliliği için $\Delta re = 0$ olması gerektiğini söylemektedir. Yani, fiyat düzeylerindeki yüzde değişimler döviz kurundaki yüzde değişimler tarafından dengelenmektedir. Eğer, bu gerçekleşmiyorsa, yani $\Delta re \neq 0$ ise, görelî PPP geçerli değil demektir.

Nominal döviz kurları ikiyeşerli olarak ülke ulusal paralarını içermektedir. Efektif döviz kuru bir yabancı paralar sepetinin ağırlıklı ortalamalarıdır ve bir ülkenin yabancı ülkedeki rekabet edebilirliğinin genel bir ölçüsünü vermektedir. Nominal efektif döviz kuru dış ticaret ağırlıkları ile ağırlıklandırılmaktadır. Reel efektif döviz kuru nominal efektif döviz kurunun uygun yabancı fiyat düzeyi ve ev ülkesi nominal fiyat düzeyi dikkate alınarak düzeltilmiş şeklidir.

1.1.3 Kısa Dönem ve Uzun Dönem Satınalma Gücü Paritesi

Tek fiyat yasasının başarısızlığı mikroekonomik veriler için başarısızlığı veri olarak alındığında, bütüncül fiyat endeksleri temel alınarak yapılan sınamalarda bir kısa dönem ilişkisi olarak satınalma gücü paritesini ret etmesi doğal bir sonuç olmaktadır. Nitekim istikrarlı parasal ortamları kapsamı içine alan verilerle yapılan sınamaların çok büyük bir çoğunluğu kısa dönem için satınalma gücü paritesinin geçerliliğini ret etmektedir (bkz. Frenkel, 1981; Krugman, 1978). Sadece Frenkel (1978), hiper

⁶ Logaritmalar cinsinden ifade edilen değişkenlerin birinci farkı yaklaşık olarak yüzde değişmeyi, yani büyüme oranını göstermektedir. Örneğin,

$$\Delta re_t = \ln RE_t - \ln RE_{t-1} \cong \frac{RE_t - RE_{t-1}}{RE_{t-1}}$$

olmaktadır.

enflasyon verilerinin ve büyük şokların geçerli olduğu bir dönem için satınalma gücü paritesine kısmi bir destek bulmuştur.

Kısa dönem PPP'nin başarısızlığı, genellikle nominal fiyatların yapışkanlığına atfedilmektedir. Kısa dönemde finansal ve parasal şoklar, nominal döviz kurunu aşırı etkilemekte ve buna paralel olarak döviz kuru değişmektedir. Dornbusch'un (1976) nominal ve reel döviz kurları için geliştirdiği "aşırı fırlama" (overshooting) modeli özünde budur. Fakat gerçekler bu modelin öngördüğü gibi olsaydı, ücretler ve fiyatlar şoka karşı kendini ayarladığında nominal döviz kurlarının bir veya en çok iki yıl içinde PPP kuruna yakınsaması beklenirdi. Ancak değişik ülkelerdeki deneyimler, durumun böyle gerçekleşmediğine işaret etmektedir (Rogoff, 1996).

Kuramsal olarak mantıklı modellerin neredeyse tamamında, nominal döviz kurunun uzun dönemde PPP kuruna yakınsamasını beklemektedir (Obsfeld ve Rogoff, 1995b).

Bu tezde daha sonraki bölümlerde ayrı ayrı ele alınacak değişik yaklaşımlarla TL/\$ döviz kurunun uzun dönemde PPP döviz kuruna yakınsayıp yakınsamadığı araştırılmaktadır.

1.2 Satınalma Gücü Paritesinin Ampirik Olarak Sınanması

Satınalma gücü paritesinin geçerliliğinin ampirik olarak sınanabilmesi için Breuer (1994), Froot ve Rogoff (1995) ve Rogoff (1996) genel bir çerçeve sunmaktadırlar. Bahsi geçen çalışmalardan Froot ve Rogoff (1995), sıfır önsavı altında PPP'nin geçerli olduğu varsayımı ile

$$e_t = \mu - \beta p_t + \beta^* p_t^* + \varepsilon_t \quad (1.12)$$

eşitliğinin tek denklem tahmin yöntemleri ile tahmin edilmesine dayanan sınamalar birinci aşama sınamalar olarak adlandırmaktadır. Burada μ , sabit terim, e_t , nominal döviz kurunun logaritması, p_t ve p_t^* sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeylerinin logaritmaları ve ε_t , bir hata terimidir. Uzun dönemde PPP'nin geçerli olması için ε_t 'nin durağan olması gerekmektedir. Ancak yerli ve yabancı ülke arasındaki simetri $\beta = \beta^*$ olmasını gerektirmektedir. Döviz kurları ile fiyatlar arasındaki uzun dönem

oransallığı ise $\beta = \beta^* = 1$ 'e işaret etmektedir (Cheung ve Lai, 1993). Frenkel (1981) bazı yüksek enflasyonlu ülkeler için PPP lehinde bazı kanıtlar bulmuştur ancak, diğer çalışmaların birçoğunda PPP'nin geçerliliği reddedilmiştir.

Froot ve Rogoff (1995)'in ikinci aşama olarak değerlendirdiği PPP sınamaları reel döviz kurunun birim kök durağan dışılık sıfır önsavını reel döviz kurunun durağan olduğu alternatif önsavı karşısında sınavan çalışmalardır. Bu araştırmalar reel döviz kurunun rassal yürüyüş davranışı, başka bir ifade ile reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir davranış, gösterip göstermediğini belirlemeye çalışmaktadır. Eşitlik (1.10)'da ifade edilen reel döviz kurunun durağanlığı, uzun dönemde PPP'nin geçerliliğini ima etmektedir.

Satınalma gücü paritesinin geçerliliğini reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığını sınavarak belirlemeye çalışan önemli çalışmalar arasında Darby (1983), Adler ve Lehman (1983), Hakkio (1984), Frankel (1986), Edison (1987), Huizinga (1987) ve Meese ve Rogoff (1988) gösterilebilir. Özellikle Bretton Wood sonrası dönemde ikinci aşama sınamalardan elde edilen genel sonuç PPP lehinde çok fazla kanıtın olmaması yönündedir.

Eştümleşim tekniğinin kullanılmaya başlanması ile birlikte Froot ve Rogoff (1995)'in deyiimiyle üçüncü aşama sınamalar ortaya çıkmıştır. İkinci aşama sınamalar reel döviz kuru, eşitliğinin $(re_t = e_t - p_t + p_t^*)$ durağan olmasını gerektirirken, üçüncü aşama sınama yaklaşımları herhangi β ve β^* parametreleri için,

$$e_t - \beta p_t + \beta^* p_t^* \quad (1.13)$$

ifadesinin durağan olmasını gerektirmektedir. Bu sınamalarla $\beta = \beta^* = 1$ kısıtını elimine ederek PPP ilişkisini daha zayıf bir formda sınamak mümkün olmaktadır.. Dolayısıyla $\beta \neq \beta^* \neq 1$ olacak şekilde bir eştümleştirici vektörün bulunması PPP'nin çok zayıf bir şekilde de olsa desteklenmesi anlamına gelmektedir. Üçüncü aşama sınamalara örnek olarak Corbae ve Oularis (1988), Enders (1988), Kim (1990), Mark (1990), Fisher ve Park (1991), Cheung ve Lai (1993) ve Kugler ve Lenz (1993)'in çalışmaları verilebilir. Bir yere kadar üçüncü aşama sınamalar uzun dönem PPP için destekleyici nitelikte bazı

kanıtlar sağlamaktadır. Froot ve Rogoff (1995) β ve β^* tahminlerinin çeşitliliği ve ekonomik anlamda çok geniş bir yorum farklılığına sahip olması konusunda uyarılarda bulunmakta ve doğrudan reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığı sınavını savunur görünmektedir.

Sanayileşmiş ülkelerden elde edilen ampirik kanıtlar, dalgalanan kur rejimlerinde reel döviz kurlarına yönelik şokların kalıcı veya sonsuz etkiye sahip olduğu anlamına gelen rassal yürüyüş önsavının ret edilebileceği izlenimi vermektedir. Birçok çalışma, dalgalı kur dönemlerinde parite sapmalarının 3-5 yıl arasında yavaş bir şekilde dengeye yakınsadığını bulmuştur.

Gelişmekte olan ülken verilerini kullanarak reel döviz kurunun ortalamaya dönüşünün kanıtlanması ,dalgalı döviz kuruna geçişin yeni yeni gerçekleşmeye başlaması nedeniyle, oldukça güçtür. Edwards (1999) genel olarak gelişmekte olan ülkeler için PPP'nin geçerliliğinin araştırılmasına dair bulguları kapsayan bir özet sunmakta ve gelişmekte olan ülkelerde ortalamaya dönüş yönündeki kanıtların daha çok Latin Amerika ülkelerinde olmakla birlikte seyrek olduğuna dikkat çekmektedir.

Ortalamaya dönüşü araştıran ampirik çalışmalar, fiyat indeksini seçimine, ülkelere ve zaman periyoduna duyarlı sonuçlar bulmaktadır. Bunlar genelde ülkeler arasında fiyat endekslerinin yapılandırılmasındaki heterojenlik, ticaret kısıtlamalarının varlığı ve birçok malın ticarete konu olmaması gerçeği ile açıklanmaktadır. Üstelik, Bretton Woods sonrası ile ilgili ilk çalışmalar zaman serisi analizleri için yeterli uzunlukta bir periyot sağlamamaktadır. Bu faktörler PPP'nin ampirik olarak sınavmasını güç ve kararsız kılmaktadır.

Araştırmacılar bu problemlerin üstesinden birkaç yolla gelmeye çalışmışlardır. Daha rafine edilmiş veya fazla bütüncül olmayan fiyat indekslerinin kullanımının yanında en popüler çözüm sabit ve dalgalı döviz kuru rejimlerini birleştirilmesiyle örnek dönemini büyütmek olmuştur. Fakat bu yaklaşım da şüpheyi rejim değişiklikleri üzerine çekmektedir.

Frenkel ve Rose (1995)'un tartıştığı gibi, eğer dalgalı kur döneminde reel döviz kuru farklı süreçler tarafından yönetiliyorsa sınav sonuçları açıkça yanlı olacaktır.

Gerçekte bu konuda giderek artan yazın farklı nominal döviz kuru rejimleri arasındaki reel döviz kurunun istatistiksel özelliklerinin farklılığına gönderme yapmaktadır. Örneğin Taylor (2002) yirmi ülke için yüz yıllık veri setini kullanarak PPP'ni araştırmakta ve para ekonomi politikası ve döviz kuru rejimi tercihinine bağlı reel döviz kuruna olan şokların büyüklüğündeki değişimleri bulmaktadır. Dolayısıyla tek bir rejim içerisinde zaman serisi özelliklerinin incelenmesi yaklaşımına bağlı kalmak için güçlü nedenler vardır.

Yetersiz zaman serisi değişkenliğinin üstesinden gelmek için kullanılan nispeten yeni bir yaklaşım yanıt, panel veri kullanımı ile yatay kesit değişkenliğinin dikkate alınmasıdır (Abuaf ve Jorion, 1990; Frenkel ve Rose, 1995; Jorion ve Sweeney, 1996; Papell, 1997; O'Connell, 1998). Panel tahmini çalışmaları, tek bir rejim içerisinde daha büyük değişkenliğin yararlarını gösteren birkaç durumda ortalamaya dönüşe işaret etmektedir. Aynı tarzdaki çalışmalar daha güçlü sınamalar kullanmaktadır (örneğin, Cheung ve Lai, 1998; Culver ve Papell, 1999; Shively, 2002).

Şimdiye dek atıfta bulunduğumuz tüm çalışmalar reel döviz kurunun doğrusal biçimde ayarlandığını varsayan çalışmalardır. Çok yakın geçmişteki çalışmalar şoklar karşısındaki ayarlanmaların doğrusal olmayabileceğine dikkat çekmektedirler. Reel döviz kurlarının ortalamaya dönüş özelliklerini sınamada doğrusal olmayan birim kök sınama yordamları uygulandığında PPP'nin geçerliliği yönünde daha fazla destek bulunmaktadır. Bu çalışmalara örnek olarak Michael, Nobay ve Peel (1997), Sarantis (1999), Taylor, Peel ve Sarno (2001), Sarno ve Taylor (2002), Taylor (2003) ve Sarno, Taylor ve Chowdhury (2004) gösterilebilir.

1.3 PPP'den Sapmaların Yapısal Modellerle Modellenmesi

Bazı çalışmalar PPP'den sapmaları verimlilik, devlet harcamaları ve firmaların stratejik fiyatlandırma kararları gibi daha temel faktörler cinsinden açıklamaktadır. Bunlar arasında en iyi bilinen ve en uzun ömürlü olanı Balassa (1964) ve Samuelson (1964) tarafından ileri sürülen görüşlerdir. Balassa ve Samuelson döviz kurlarındaki değişimler karşısında ayarlanma yapıldığında zengin ülkelerdeki tüketici fiyat endekslerinin (CPI) zengin ülkelerde fakir ülkelere kıyasla yüksek olacağını ve dolayısıyla hızlı büyüyen ülkelerde CPI'lerin yavaş büyüyen ülkelere kıyasla

aratacağını ileri sürmektedir. Ancak pariteden kalıcı sapmalar, yani Balassa-Samuelson etkisi, Japonya haricindeki sanayileşmiş ülkeler için ampirik olarak desteklenememiştir.

1.4 Türkiye’de Döviz Kuru Davranışı

Türkiye’de kur rejimi kapsamında para politikası oluşumlarına bakıldığında sermaye hareketlerine getirilen düzenlemelere bağlı olarak 3 ayrı dönem karşımıza çıkmaktadır:

- Sermaye hareketlerinin kısıtlı olduğu ve faiz oranları ile döviz kurlarının eşzamanlı olarak kontrol edildiği 1980 öncesi dönem ve 1980’ler (1980 - 1988),
- Sermaye hareketleri serbest iken, döviz kurlarının kontrol edildiği ancak faiz oranlarının serbest olduğu ve pasif para politikası uygulanan 1989 - 2001 dönemi,
- Sermaye hareketleri serbest iken, faiz oranlarının kontrol edildiği ancak döviz kurlarının serbest olduğu ve aktif para politikası uygulanan, dalgalı kur sisteminin benimsendiği 2001 sonrası dönem.

1980 öncesinde Türkiye’de çoklu para uygulamaları ve katı kambiyo kontrolleri ile birlikte sabit döviz kuru sistemi uygulanmaktaydı. 1980 yılının başında geniş bir ayarlama programı başlatıldı ve döviz kuru politikasında temel değişiklikler yapıldı. Bu değişiklikler ile reel döviz kuru, kambiyo ve ücret sistemlerindeki liberalizasyon ile birlikte daha gerçekçi hale getirilmeye çalışıldı. Buradaki nihai hedef Türk lirasını konvertibl hale getirmektir. 24 Ocak 1980’de büyük bir devalüasyon meydana geldi ve sonrasında Mayıs 1981’e kadar %2.7–%7.5 aralığında bir dizi devalüasyon bunu izledi. Mayıs 1981’den sonra günlük nominal döviz kuru ayarlaması uygulanmaya başladı. Bu yeniliğin amacı Türk lirasını hedeflenen bir değere ulaşmasını sağlamak böylece Türkiye ihracatını daha rekabet edebilir hale getirmek için nispeten esnek bir döviz kuru rejimi uygulamaktır. Yerli paranın değeri için yapılan bu günlük ayarlamalar, yurtiçi ve yurtdışı (yani büyük ticaret ortaklarının) enflasyon oranlarına dayanmaktaydı. 1984’te Türk Parasının Değerini Koruma hakkında çıkartılan 28 ve 30 sayılı kararlar ile de Türkiye’de uygulanan kambiyo rejimi serbestleştirildi. 1986 yılından itibaren artan mali açıklar, sonucunda özel yatırımları dışlayıcı bir etki yaratan yurt içi borçlanmalarla

giderilmeye çalışıldı. Bu durum Merkez Bankası'nın resmi döviz kurunun belirlenmesi için yeni bir sistem getirdiği Ağustos 1988'e kadar devam etti.

Bu yeni sistem bankaların, finansal kurumların ve lisanslı döviz bürolarının da katıldığı bankalar arası spot döviz piyasası için günlük oturma yönetimi gerektirmekteydi ve nihayetinde Türk Lirasında reel anlamda bir değer artışına bağlı olarak toplam ihracatta bir düşüşe ve toplam ithalatta bir artışa neden olmuştu. Oluşan dış açığın giderilmesi için yabancı fonların ülkeye girişini sağlamak amacıyla 1989'da Türkiye'de sermaye hesabı ile ilgili tüm kısıtlayıcı şartlar kaldırılarak finansal serbestleşme dönemine girildi, aynı yıl Türk Parasının Değerini Koruma hakkında 32 sayılı karar ile tam konvertibiliteye geçiş sağlandı ve kurlar günlük seanslarla belirlenmeye başladı. Sermaye hesaplarının serbestleştirilmesini izleyen süreçte, 1990'lı yıllardan itibaren, diğer benzer ülkelerle paralel olarak, ülkeye çok yüksek miktarlarda sermaye girişi gerçekleşti. Bunun sonucunda reel döviz kuru 1989-1990 döneminde %15-20 oranlarında değer kazandı. Bu dönemde Körfez Krizi döviz kuru üzerinde belirsizlik yaratmış ve Merkez Bankası'nın söz konusu dönemde temel amacı bu belirsizliğin asgari seviyeye indirilmesi olmuştu. Ancak, 1991 yılında Türk lirası reel olarak %5-7 oranında değer kaybetti. 1992 yılında kur politikası Türk lirasının 1989-1990 yıllarındaki gibi değer kazanmasına izin vermedi ve 1 ABD doları 1.5 Alman Markı olarak açıklanan döviz kuru sepeti reel olarak %2 oranında değerlendirildi. 1993 yılında döviz kuru reel olarak istikrarlı bir seyir izlediyse de 1994 yılında büyüyen kamu açıkları ve iç dengesizlikler sonucu Merkez Bankası rezervleri büyük bir atakla karşı karşıya kaldı. 1994 yılının ilk çeyreğinde Türk Lirası ABD doları karşısında %50'den fazla bir oranda devalüe edildi. Bu dönemde Merkez Bankası rezervlerinin neredeyse yarısını kaybetti, faiz hadleri aniden yukarı fırladı ve enflasyon üç haneli rakamlara ulaştı. Sonuç olarak Türk lirası Ocak 1994'te ve Nisan 1994'te iki kez devalüe edildi. Kriz yılı olan 1994 sonrası dönemde reel döviz kuru 1995'te bir miktar olsun değer kazandıysa da, 1995 yılında 1993 yılına sonuna göre daha düşük bir değerde kaldı.

Kasım 1995 seçimlerinden sonra ortaya çıkan siyasi belirsizlikler, istikrarsız koalisyon hükümetlerinin varlığı ve bu faktörlere bağlı olarak siyasi otoritede

dezenflasyon kararlılığının ve buna bağlı sıkı maliye politikaları oluşmaması nedeniyle, Merkez Bankası'nın temel hedefi piyasalarda istikrarın sağlanması oldu. Merkez Bankası aynı zamanda fiyat istikrarını da hedeflediyse de, yukarıda sayılan nedenler bu hedefin arka planda kalmasına yol açtı. Finansal piyasalarda istikrarın sağlanması amacıyla, Merkez Bankası nominal döviz kurunu politika aracı olarak kullandı. Bu çerçevede, rekabetçi bir kur politikası uygulanarak reel döviz kurunun denge değerinden önemli ölçüde sapma göstermesine izin verilmedi. Başka bir ifadeyle, nominal döviz kuru enflasyon oranına paralel bir biçimde artırıldı. Bu politikanın başarıya ulaşmasında 1995 yılından itibaren sermaye girişlerinin önemli bir rolü oldu. Nominal döviz kurlarının enflasyon paralelinde artırılması stratejisi, 1997 Asya krizi ve 1998 Rusya krizi gibi büyük negatif şokların etkilerinin sınırlandırılmasında yardımcı oldu. Bu dönemlerde Merkez bankası rezervleri bir ölçüde gerilemiş, faiz oranlarında sıçramalar gerçekleşmişse de, finansal kriz olarak nitelendirilebilecek büyük dalgalanmalar gözlenmemiştir.

1999 Aralığının sonunda, bir döviz kuru sepetinin Türk lirası değerindeki yüzde değişiminin sabit kılınması şeklindeki bir sürünen parite ortaya koyan bir üçüncü rejim on sekiz ay için benimsendi. 2 Ocak 2000 tarihinden itibaren 12 aylık kayan dönemler için 1 ABD doları 0.77 Euro olarak açıklanan döviz kuru sepetinin alacağı değerler açıklandı. Sonrasında 2000 yılı Aralık ayı sonunda faiz oranları Kasım başındaki değerinin neredeyse dört katına çıktı, Türk Lirası ise yılsonu için öngörülenden neredeyse beş kat daha fazla değer kaybetti. Bu durum, 19 Şubat 2001'de bazı politik sorunların söz konusu olduğunu söyleyen başbakanın duyurusuyla sona erdirildi. Üç gün sonra ise döviz kuru sistemi çöktü ve döviz kurları dalgalanmaya bırakıldı.

Şubat 2001 krizi sonrasında, ortaya çıkan yüksek faizler ve Türk Lirasının devalüasyonu zaten yüksek oranda açık pozisyonda olan bankacılık sistemini zor durumda bıraktı ve bazı bankalar Tasarruf Mevduatı Destekleme Fonu (TMSF)'na devredildi. Bu bankaların yeniden yapılandırılması ve kamu bankalarına görev zararı karşılığı verilen iç borç senetleri, kamu iç borç stokunu arttırdı. Bu çerçevede, yurtiçi ve yurtdışı kredibilitenin yeniden tesisi, fiyat istikrarının ve büyüme ortamının sağlanabilmesi için Mayıs 2001'de yeni bir ekonomik program uygulamaya kondu.

Program uygulamaya konmasıyla birlikte krizin etkileri bir miktar kontrol altına alınabilmiş olmasına karşın ekonomi %9.8 oranında daraldı. Ancak bu dönemde döviz kurundaki değer kaybına bağlı olarak artan rekabet gücü ve sonrasında ihracat stokundaki artışın etkisiyle ekonomide genel olarak bir toparlanma eğilimi görülmektedir.

Ocak 2002'den itibaren Türkiye yeni bir IMF destekli programı uygulamaya başladı, faiz dışı fazla hedefleri oluşturuldu ve kriz sonrası planlanan yapısal dönüşüm süreci hızlandırıldı. Ancak 2001 yılının son çeyreğinde başlayan, kurlardaki sakinleşme, ABD'nin Irak'a yönelik olası bir operasyonunun verdiği tedirginliğe bağlı olarak nominal kurlar üzerinde yukarı yönlü bir baskı oluşması ile birlikte sona erdi.

2001 sonrası dalgalı kur döneminde sermaye hareketlerinin serbest olduğu tüm gelişmekte olan ülkelerde olduğu gibi Türkiye'de de küresel likidite koşulları ve uluslararası risk iştahı döviz kuru üzerinde etkili oldu. Özellikle Mayıs 2002 sonrasındaki bir yıllık dönemde uluslararası risk iştahında meydana gelen azalışa bağlı olarak sermaye kaçışları nedeniyle TL dolar karşısında önemli miktarda değer kaybetmiştir. 2002 yılı son çeyreğinde yine Irak'a yönelik askeri operasyon ve genel seçimlerin ertelenmesine ilişkin kaygılar sonucunda döviz kurunda bir artış meydana geldi. Sonrasında seçimin yapılması ve ardından mevcut ekonomik politikalara devam edileceği açıklaması ile birlikte Türk Lirası tekrar değer kazanmaya başladı ancak bu durum çok uzun sürmedi.

Mayıs 2003'ten Haziran 2006'ya kadar olan dönemde risk iştahının artma eğilimine girmesi ve sermaye girişlerinin neden olduğu olumlu havanın etkisiyle, TL'nin yaşanan dalgalanmalara rağmen dolar karşısında değer kazanma eğilimine girmesine neden oldu. Yine bu dönemde para otoritelerinin, özellikle alım yönünde döviz piyasasına birçok kez müdahale ettiği gözlenmektedir. Haziran 2006 sonrasında yine sermaye kaçışlarına bağlı olarak TL dolar karşısında değer kaybetmeye başlasa da bu durum çok uzun sürmemiş ve döviz kurundaki düşüş devam etmiştir. Özellikle 2002 sonrası dönemde yaşanan bu gelişmeler, Türkiye'de döviz kuru dalgalanmalarında küresel risk iştahı ve likidite koşulları gibi dışsal faktörlerin ne kadar önemli olduğunu

göstermektedir. (bkz. Celasun, 1998, Ozatay ve Sak; 2002, Berument, 2002; Erlat, 2003; İnandım, 2005; Dinçer, 2005; Aklan, 2007; Önder, 2007).

1.5 Türkiye’de Satınalma Gücü Paritesi İle İlgili Yazın

Türkiye için Satınalma gücü paritesinin geçerliliğinin sınanması çerçevesinde ortaya çıkan yazın genel olarak reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığının analizi ve PPP’nin geçerliliği için eştümleşim yaklaşımının kullanılması etrafında kümelenmektedir.

Reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığı üzerine odaklanan çalışmalara örnek olarak Bahmani-Oskooee (1998), Mustafaoğlu (1999), Erlat (2003), Cıvcir (2003) ve Taştan (2005) gösterilebilir. Ancak bu çalışmalar PPP’nin geçerliliği konusunda net bulgular ortaya koyamamaktadır. Bu durumun birçok nedeni olabileceği gibi bu nedenler ileriki bölümlerde tartışılmaktadır.⁷ Örneğin Bahmani-Oskooee (1998), Erlat (2003) ve Taştan reel döviz kurunun durağanlığı yönünde bir takım bulgular ortaya koyarken, Mustafaoğlu (1999) ve Cıvcir (2003) reel döviz kurunun durağanlığı yönünde herhangi bir kanıt ortaya koyamamışlardır.

PPP’nin geçerliliğini sınamasında eştümleşim yaklaşımını kullanan çalışmalardan, Temurlenk (1995,1999) ve Telatar ve Kazdağlı (1998) Engle-Granger iki aşamalı eştümleşim yaklaşımını yöntem olarak benimsemişlerdir. Bunun yanında Metin (1994), Taşkın ve Metin (1994), Mahdavi ve Zhou (1994), Akgül (1995), Crowder (1996), Yazgan (2002) ve Sayyan (2005) Johansen eştümleşim metodolojisini kullanmışlardır. Eştümleşim yaklaşımı kullanan çalışmalar da PPP’nin geçerliliği konusunda ortaya net bir sonuç ortaya koyamamışlardır.

Son yıllarda Türkiye için PPP önsavının geçerliliğini doğrusal olmayan yaklaşımlarla sınavan dikkat çekici çalışmalar ortaya çıkmıştır. Bu çalışmalara örnek olarak Sarno (2000), Erlat (2004) ve Özdemir (2008) gösterilebilir. Doğrusal dışı yöntemler (doğrusal dışı birim kök sınamaları, doğrusal olmayan eştümleşim gibi)

⁷ Elde edilen bulguların karışık olmasının nedenlerine örnek olarak uygulanan sınamaların gücünün düşük olması, kullanılan verilerde ortaya çıkan yapısal kırılmalar, aykırı değerler v.b. özel durumların modellere yansıtılmaması v.b. gösterilebilir.

kullanan alıřmalardan elde edilen bulgular uzun dnem genel olarak PPP'nin uzun dnem geerliliđini destekler niteliktedir.

BÖLÜM II

REEL DÖVİZ KURUNUN DURAĞANLIĞI

Satınalma gücü paritesinin ampirik olarak incelenmesinde kullanılan yöntemlerden biri reel döviz kurunun birim kök durağan dışı olup olmadığının sınanmasıdır. Bu bölümde PPP'nin geçerliliği, farklı reel döviz kurlarını 1985:01-2007:09 dönemi aylık davranışının birim kök durağan dışılığı incelenerek belirlenmeye çalışılmaktadır.

Bölüm yazına birkaç şekilde katkıda bulunmaktadır. Birincisi, daha önceden yapılan çalışmalardan farklı olarak, en yakın geçmişteki veriler, özellikle farklı döviz kuru rejimlerinin uygulamada olduğu dönemleri kapsayacak şekilde oldukça uzun bir zaman aralığı kullanılarak incelenmektedir. İkincisi, yakın geçmişteki finansal krizlerle ilişkili muhtemel birden çok yapısal kırılmaya olanak tanıyan Lee ve Strazicich (2003, 2004) birim kök sınaması Türkiye verilerine uygulanmaktadır. Üçüncüsü, mevsimsel birim kök varlığı Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) (HEGY) sınaması ile araştırılmaktadır. Çalışmada ayrıca farklı reel döviz kuru serilerinde ortaya çıkması olası aykırı değerler, Perron ve Rodriguez (2003) aykırı değer belirleme sınaması ile belirlenmekte ve olası aykırı değerlerin reel döviz kuru davranışına ne yönde etki ettiği ise So ve Shin (2001) sınaması ile araştırılmaktadır. Tezin bu bölümünün yazına reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığının incelenmesi anlamında son katkısı Lee ve diğerleri (2004) tarafından geliştirilen ve olası yapısal kırılmalar varlığında koşulsuz varyanstaki değişmeyi dikkate alan varyans oranları sınamasının uygulanmasıdır.

Birinci kesimde, PPP'nin geçerliliğini reel döviz kurundaki birim kök durağan dışılığının sınanması ile araştırmanın metodolojisi biçimsel olmayan bir dil ile açıklanmakta ve yurtdışı ve yurtiçi yazın gözden geçirilmektedir. İkinci kesimde, farklı reel döviz kuru tanımları kullanılarak TL/\$ reel döviz kurlarının yapısı incelenmektedir. Üçüncü kesimde, çeşitli birim kök sınamalarının metodolojisi kuramsal olarak ele alınmaktadır. Dördüncü kesimde, çeşitli birim kök sınamaları TL/\$ reel döviz kurlarına uygulanarak serilerin tümleşme (entegrasyon) dereceleri hesaplanmaktadır. Son

kesimde, birim kök sınaama sonuçları PPP'nin geçerliliği açısından değerlendirilmektedir.

2.1 Reel Döviz Kuru Rassal Yürüyüş Modeli

Birinci bölümde reel döviz kurunun

$$re_t = e_t - p_t + p_t^* \quad (2.1)$$

şeklinde ifade edilebileceği söylenmişti. Burada re_t reel döviz kurunun logaritması, e_t nominal döviz kurunun logaritması, p_t ve p_t^* sırasıyla, yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeylerinin logaritmalarını temsil etmektedir.

1980'li yıllarının sonlarına doğru uzun dönem PPP'ye ilişkin gelişmiş bir ekonometrik yazın ortaya çıkmaya başlamıştır. Bu gelişmenin özünde “birim kök süreci” kavramı yatmaktaydı. Eğer zaman serisi birim kök sürecinin bir gerçekleşmesi ise, değişkendeki değişmeler, belirli bir ölçüde öngörülebilir iken değişken hiçbir zaman, hatta uzun dönemde dahi, belirli bir düzeye oturmayacaktır. Örneğin, reel döviz kuru (re) için,

$$re_t = \alpha - \beta re_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.2)$$

regresyon denkleminin tahmin edildiği düşünölsün, burada ε_t rassal hatayı, α ve β bilinmeyen parametreleri simgelemektedir. Eğer $\beta=1$ ise, reel döviz kurunu üreten sürecin birim kök içerdiği söylenir. Bu durumda reel döviz kurundaki değişmeler öngörülebilir. Bunlar ortalama olarak α 'nın tahmin edilen değerine bağlıdır. Öte yandan reel döviz kurunun düzeyi, uzun dönemde dahi, öngörülemez. Çünkü her dönemdeki değişme, bir sabit ve öngörülemeyen bir rassal ögenin toplamına eşittir. Dolayısıyla uzun dönem düzeyi her dönemdeki sabit değişmeler artı çok sayıda rassal ögelerin toplamına eşit olacaktır. Söz konusu rassal şoklar birbiri üzerine yığıldığından önceden bu toplamın nereye yöneleceğini söylemek mümkün değildir. Gerçekte, bu halde reel döviz kuru, kaymalı bir rassal yürüyüş davranışı sergilemektedir. Dolayısıyla $\beta=1$ önsavı sınaaması zaman içinde reel döviz kurunun herhangi bir ortalamaya dönmediğinin ve bu şekilde PPP'nin geçerli olmadığı bir sınaaması olmaktadır.

Bu yaklaşımı kullanan birçok araştırma (örneğin, Taylor, 1988; Mark, 1990) ve önceki biçimsel olmayan rassal yürüyüş çalışmaları (örneğin, Roll, 1979; Darby, 1983; Adler ve Lehman, 1983; Hakkio, 1984; Edison, 1985) reel döviz kurlarının esnek döviz kuru rejimleri altında, rassal yürüyüş davranışı sergilediği önsavını reddetmenin zor olduğu sonucuna ulaşmıştır. Başka bir ifade ile bu araştırmalar, uzun dönemde PPP'ye doğru herhangi bir yakınsama olduğu önsavını kanıtlamanın zor olduğu sonucuna varmışlardır.

2.1.1 Güç Problemi

Frankel (1986, 1990), reel döviz kuru rassal yürüyüş modelinin reddedilmesinin nedenini birim kök durağan dışılık sınamalarının gücünün zayıf olmasına bağlamaktadır. Reel döviz kurundaki sapmaların yok olmasının uzun zaman alacağını belirten Frankel, reel döviz kurundaki birim kökün (rassal yürüyüş bileşeninin) varlığını güvenli bir şekilde reddedebilmek için en azından 30-40 yıllık veri setine gereksinim olduğuna işaret etmektedir. 1969-1984 dönemi için yıllık reel döviz kurunu kullanan Frankel (1986) standart birim kök sınamaları ile rassal yürüyüş önsavını reddetme olanağını bulmuştur. Frankel reel döviz kuru re için,

$$(re_t - \tilde{re}) = \varphi(re_{t-1} - \tilde{re}) + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

şeklinde birinci derece kendiyile bağımlı (otoregresif) süreç tahmin etmektedir. Burada \tilde{re} varsayılan sabit denge düzeyi, ε_t rassal bozukluk ve φ bilinmeyen kendiyile ilişim (otokorelasyon) katsayısıdır; bu katsayı ortalamaya dönüşün hızını yönetmektedir. Dikkat edilirse $t-1$ zamanındaki rassal şokun yani ε_{t-1} 'in φ kadar oranı, t zamanındaki reel döviz kuru sapmasının parçası olmaya devam etmektedir. Bunun için şokların her dönem $1-\varphi$ kadarının yok olduğu veya reel döviz kurunun ortalaması olan \tilde{re} 'ye $1-\varphi$ kadar yöneldiği söylenebilir. Kuşkusuz, reel döviz kuru rassal yürüyüş izlediğinde, yani $\varphi=1$ olduğunda, şoklar hiçbir zaman yok olmayacaktır. Frankel φ için nokta tahminini $\hat{\varphi}=0.86$ olarak bulmakta ve dolayısıyla reel döviz kurundan sapmaların her yıl ortalama yüzde 14'ünün ortadan kalkacağını öngörmektedir.

Frankel'in çalışmasına benzer sonuçlar Edison (1987) tarafından 1890-1978 dönemi verileri kullanılarak ve Glen (1992) tarafından 1900-1987 verileri kullanılarak elde edilmiştir. Lothian ve Taylor (1996) dolar-sterlin ve frank-sterlin reel döviz kurları için iki yüz yıllık verileri kullanarak rassal yürüyüş önsavını reddetmekte ve ϕ 'yi dolar-sterlin için 0.89 ve frank-sterlin için 0.76 olarak tahmin etmektedir.

Taylor (2002) yirmi ülke için 1870-1996 dönemini içeren kapsamlı çalışmasında, PPP'yi destekleyen sonuçlar elde etmektedir. Taylor bu sonuçlara standart genişletilmiş DF (ADF) sınamalarından daha güçlü olan Eliot, Rothenberg ve Stock (1996)'un Dickey-Fuller (DF)-Genelleştirilmiş-En küçük-Kareler (GLS) sınaması kullanarak ulaşmaktadır. Taylor'un bulguları farklı taban ülke döviz kuru (ABD doları veya "dünya" sepeti) kullanımına karşı duyarlı değildir. Keza Taylor'un sonuçları sanayileşmiş ülke veya gelişmekte olan ülke kullanımına karşı duyarsızdır.⁸ Sonuç olarak, Taylor "Eğer PPP uzun dönemde geçerli ise, bundan böyle durağanlık sorusuna dikkat yöneltmenin verimsiz bir davranış" olacağını ifade etmektedir.

Taylor'un ileri sürdüğü deliller yakın geçmişte Lopez ve diğerleri (2005) tarafından sanayileşmiş ülkeler için yeniden ele alınarak incelenmiştir. Lopez ve diğerleri (2005) Taylor (2002) verilerini 1870-1996'dan 1870-1998'e genişleterek onun bulgularının farklı gecikme belirginleştirmelerine (spesifikasyonlarına) karşı duyarlılığını, ADF sınamaları için Hall (1994)'ün genelden özele yöntemini kullanarak, DF-GLS ve Ng ve Perron (2001) sınamaları için de Akaike bilgi ölçütlerini kullanarak araştırmıştır. Ayrıca doğru gecikme yordamları kullanıldığında, DF-GLS sınamasının ADF sınamasından daha güçlü olmadığını keşfetmişlerdir.

2.1.2 PPP Bilmeceleri

1970'lerden sonra yapılan çalışmalar, genel olarak, döviz kurlarının PPP düzeyine doğru ayarlandığı önsavını desteklediği şeklinde yorumlanmaktadır (bkz. Rogoff, 1996; Taylor, 2002). Fakat sağlanan deliller zayıftır. Standart anlamlılık düzeylerinde birim kökün mevcut olduğu önsavının reddedilmesi, uzun dönem PPP

⁸ Sanayileşmiş ülkeler arasında Avustralya, Belçika, İtalya, Japonya, Hollanda, Norveç, Portekiz, İspanya, İsveç, İsviçre, Britanya ve ABD yer alırken, gelişmekte olan ülkeler arasından Arjantin, Brezilya ve Meksika yer almaktadır.

döviz kurunun mevcut olduğunu kanıtlamaktadır. Uzun dönem PPP'si için güçlü kanıtlar bulunmamasını Taylor ve Taylor (2004) birinci PPP bilmecesi olarak adlandırmaktadır.

Huizinga (1987) ve Rogoff (1996) yapılan çalışmalar PPP'nin uzun dönemde geçerli olduğu önsavını desteklese dahi reel döviz kurlarının PPP döviz kuruna ayarlanma hızının yavaş olduğuna dikkat çekmektedir. Rogoff bu bilmeceyi şöyle sunmaktadır: “reel döviz kurlarındaki çok büyük kısa dönem oynaklıkları şokların yok olma hızının aşırı yavaş olması ile nasıl bağdaştırılabilir?”.

Şokların yok olma hızı eşitlik (2.3)'te tasvir edilen kendisiyle bağlaşımlı sürecin tahmin edilen ϕ katsayısı ile ilişkilidir. Herhangi bir şokun ϕ oranı bir dönem sonra, ϕ^2 oranı iki dönem sonra ve genel olarak ϕ^n oranı n dönem sonra kalmaya devam edecektir. Reel döviz kurunun ne kadar hızlı ortalamaya döneceğinin bir ölçüsü şokun etkisinin yüzde 50'sinin ortadan kalkması için ne kadar süre geçeceğine bakmak, yani reel döviz kuru şoklarının yarı-yaşamını (half-live) hesaplamaktır.⁹

Frenkel'in yıllık verilerden elde ettiği nokta tahmini $\hat{\phi}=0.86$ PPP'den sapmalar için 4.6 yıllık yarı-yaşam tahmini vermektedir. Sekiz ülke için 1901-1972 dönemi yıllık verilerini kullanan PPP sapmaları için Abuaf ve Jorion (1990)'un tahminleri PPP sapmaları için 3.3 yıllık yarı-yaşama işaret etmektedir. Altın standardı dönemini 74 ile 123 yıl arası verilerle inceleyen Diebold, Husted ve Rush (1991) altı ülke için ortalama yarı-yaşamı 2.8 yıl olarak tahmin etmektedir.

2.1.3 Türkiye Verileri ile Yapılan Reel Döviz Kuru Durağanlığı Çalışmaları

Türkiye için yapılan reel döviz kuru durağanlığı çalışmaları karmaşık sonuçlar vermektedir.¹⁰ Bahmani-Oskoe (1998) Türkiye'yi bir Ortadoğu ülkesi olarak ele alarak 1971:1-1994:4 dönemi çeyrek yıllık verilerine ADF ve Kwiatkowsky, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) sınamalarını uygulamıştır. Bahmani-Oskoe sadece bir kısım KPSS

⁹ PPP'nin ortalamaya dönüş versiyonu için Rossi (2005) ve Makoena (2007)'ye bakınız. Reel döviz kurunun, re_t , uzun dönem değerinden, re_0 , sapmalarının durağan birinci dereceden kendile bağlaşımlı $re_t = \phi re_{t-1} + \varepsilon_t$ şeklinde bir süreç izlediği varsayılarak sürecin yarı-yaşamının en küçük değerinin tahmini, \hat{h} , $\hat{h} = \ln(0.5)/\ln(\hat{\phi})$ şeklinde ifade edilir.

¹⁰ Türkiye'de PPP'nin geçerliliğine ilişkin 2003 öncesi yazın Erlat (2003) tarafından özetlenmektedir.

sınaması sonuçlarından reel döviz kurunun ortalamaya dönüşüne işaret eden bazı kanıtlar bulmuştur. Mustafaoğlu (1999), esnek döviz kuru politikasının uygulandığı 1982:1-1998:2 dönemi çeyrek yıllık verilerini kullanarak ADF, Phillips-Perron (PP), Eliot ve diğerleri (1996), Eliot (1996)'ya göre yönelimsizleştirilen (trendsizleştirilen) GLS ve KPSS sınamalarını gerçekleştirmiştir. Mustafaoğlu, sadece sterlin döviz kuru için birim kök sıfır önsavını reddedebilmiştir.

Erlat (2003), ABD doları ve Alman mark'ına dayalı tüketici ve toptan eşya fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kurlarının sürengelik (persistence) özelliklerini araştırırken 1984:1-2000:9 periyodunu kapsayan aylık verileri kullanmıştır. Bu çalışmasında ortalama ve yönelimde çoklu yapısal kırılmaların hesaba katılması durumunda birim kök sınamaları uygulandığında iki reel döviz kurunun Türkiye için ortalamaya dönen bir davranış gösterdiğini bulmuştur.

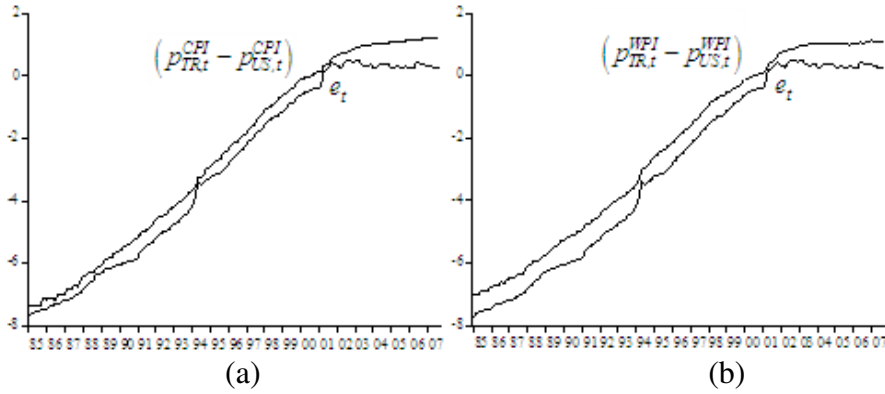
Civcir (2003), 1987:1-2000:12 dönemi için aylık verileri için genel fiyat endeksi olarak tüketici fiyatlarını ve dış ticarete konu olan mallar için gölge değişken olarak toptan eşya fiyatlarını kullanarak çeşitli ABD doları reel döviz kurlarının birim kök durağan dışılığını ADF ve PP sınamalarını kullanarak sınamıştır. Ayrıca, ADF ve PP bağlaşımlarından elde edilen nokta tahminlerine dayanarak reel döviz kurlarının yarı yaşamlarını hesaplamıştır. Civcir reel döviz kurlarının birer birim kök içerdiğini dolayısıyla durağan dışı olduklarını bulmuştur. Sonrasında elde ettiği nokta tahminlerinden yola çıkarak, toptan eşya fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kurunun yarı-yaşamını 11 ile 18 ay arasında, tüketici fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kuru yarı-yaşamını ise 10 ile 17 ay arasında hesaplamıştır.

Taştan (2005), 1982:01-2003:12 dönemi aylık verilerini kullanarak uzun dönem satınalma gücü paritesi önsavının seçilmiş bazı döviz kurları için geçerli olup olmadığını araştırmıştır. Türkiye'nin belli başlı ticaret ortakları ABD, Britanya (BK), Almanya ve İtalya ile ikili reel döviz kurlarını inceleyen Taştan, geleneksel birim kök sınamalarının yanında etkin nokta optimal sınamalarını, genişletilmiş M sınamalarını ve DF-GLS sınamalarını uygulamıştır. Ampirik analiz, PPP'nin ABD doları ve BK sterlini için güçlü bir şekilde geçerli olduğuna işaret etmektedir. Alman Markı ve İtalyan lireti için elde edilen sonuçlar karışıktır. ABD doları döviz kuru için yarı-yaşam 14.56 ile

16.89 ay aralığında BK sterlini döviz kuru için 6.69 ile 14.55 ay arasında hesaplanmıştır.

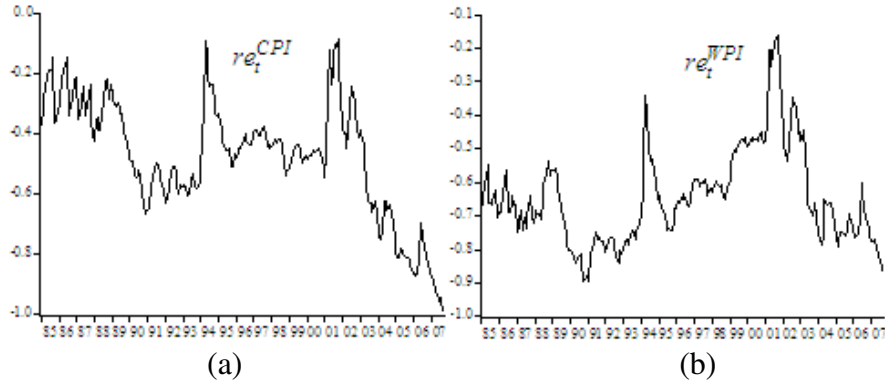
2.2 Türkiye Reel Döviz Kurları

Türkiye için reel döviz kuru serileri eşitlik (2.1)'deki ilişki kullanılarak üretilmiştir. Tüm değişkenler doğal logaritmaları cinsinden ifade edilmiştir. Hem tüketici fiyat endeksi (CPI) ve hem de toptan eşya fiyat endeksi (WPI) tabanlı TL/\$ reel döviz kurları hesaplanmış ve bunlar sırasıyla re^{CPI} ve re^{WPI} ile belirtilmiştir. Aylık reel döviz kurları 1985:01-2007:09 dönemini kapsamaktadır. Nominal döviz kurları Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'ndan ve fiyat verileri IMF, International Financial Statistics CD-ROM'undan elde edilmiştir. Fiyat verileri için taban yılı 2000'dir.



Şekil 2.1 Görelî tüketici ve toptan eşya fiyatları ile TL/\$ nominal döviz kuru

Şekil 2.1 (a) ve (b) incelendiğinde, Türkiye-ABD görelî tüketici ve toptan eşya fiyatları ile nominal döviz kurunun, zaman içinde benzer özellikler sergiledikleri görülmektedir. Bu durum her iki görelî fiyat düzeyi ile nominal döviz kuru arasında uzun dönemli bir ilişki olabileceği, dolayısıyla gerek tüketici fiyatları gerekse toptan eşya fiyatları temel alındığında reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir süreç izleyebileceği yönünde işaretler vermektedir. Öte yandan Şekil 2.2, her iki fiyat düzeyine göre hesaplanan reel döviz kurlarının zaman grafiklerini sunmaktadır.



Şekil 2.2 Tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatlarına göre TL/\$ reel döviz kuru.

Şekil 2.2 (a) incelendiğinde tüketici fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kurunun, özellikle 2001 yılına kadar ortalamaya dönen bir eğilimde olduğu ancak 2001 yılından itibaren dalgalı kur rejiminin benimsenmesinden sonra sürekli bir düşüş gösterdiği gözlenmektedir. Toptan eşya fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kurunda ise, 2001 yılına kadar pozitif bir yönelimin varlığı dikkat çekmektedir. Yine 2001 yılında kur rejiminin değişmesi ile birlikte serinin davranışı negatif yöneline dönmektedir.

Genel olarak ele alınan reel döviz kuru serileri için net bir ortalamaya dönüş işareti zaman grafiklerinden alınamamaktadır. Fakat ilk bakışta serilerde yer alan olası yapısal kırılmalar veya aykırılıklar hemen göze çarpmaktadır. Ancak bunların ortalamaya dönüşü nasıl etkilediği konusunda istatistiksel sınamalar yapılmadan bir şey söylenmesi mümkün değildir.

2.3 Birim Kök Sınamaları

Uygulamada karşılaşılan çeşitli sorunların üstesinden gelmek için son otuz yıldır çok sayıda birim kök sınaması tasarlanmıştır. Bu bölümde birim kök yordamları yeni gelişmelere ağırlık verilerek gözden geçirilmektedir.

2.3.1 Dickey-Fuller Sınamaları

İktisadi zaman serilerinde durağanlığı sınamak amacıyla ilk olarak Dickey ve Fuller (1979, 1981) tarafından birim kök sınamaları geliştirilmiştir. Bu sınamalar genel olarak τ ve Φ sınamaları olarak bilinmektedir.

2.3.1.1 τ Sınamaları

En yaygın kullanılan birim kök sınaması Dickey ve Fuller (1979, 1981) τ sınamalarıdır. Sınama basit zaman serisi yapılarak gerçekleştirilir ve birinci derece kendisiyle bağımlı (AR(1))

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

modeli ile ele alınabilir. Burada $\{Y_t\}_{t=1}^T$ gözlenen bir zaman serisi dizisidir ve dizinin başlangıç değerinin $Y_0 = 0$ olduğu ve ε_t hata teriminin 0 ortalama ve σ^2 sabit varyansla bağımsız ve özdeş olarak dağıldığı varsayılmaktadır yani, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$. Birim kök sınaması $H_0 : \phi_1 = 1$ sıfır önsavının $H_0 : \phi_1 < 1$ alternatif önsavı karşısında sınanmasıdır. Uygulamada genellikle eşitlik (2.4)

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

şeklinde yeniden yazılarak tahmin edilmesidir. Burada $\gamma = \phi_1 - 1$. Bu halde sıfır ve alternatif önsavlar $H_0 : \gamma = 0$ ve $H_1 : \gamma < 0$ olmaktadır.

Sıfır önsavı reddedilmediğinde zaman serisinin bir birim kökü olmakta ve dolayısıyla seri durağan olmamaktadır. Kendisiyle bağımlı katsayı γ 'nın sıradan en küçük kareler tahmincisi $\hat{\gamma}$ bilinen standart bir asimptotik dağılıma sahip değildir. Geleneksel DF istatistiği aynen t istatistiği gibi kendisiyle bağımlı parametresinin standart hatasına bölünmesi şeklinde hesaplanmaktadır, yani $\tau = \hat{\gamma} / s.h.(\hat{\gamma})$. Burada sıfır önsavının sınaması için $\hat{\gamma}$ parametresi için t değerleri tablosu kullanılamamaktadır (Işığışok, 1994). İstatistik normal dağılıma ve dolayısıyla da t dağılımına sahip olmadığından τ istatistiği olarak adlandırılır. Dickey ve Fuller (1979) τ istatistiği için kritik değerleri farklı örneklem büyüklükleri ve modelde yer alan belirlenimsel (deterministik) değişkenler, örneğin sabit terim ve belirlenimsel yönelim hakkındaki varsayımlara göre tablo halinde göstermiştir. DF sınamaları $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ varsayımına dayanmaktadır. Eğer bu varsayım geçerli değil ise, örneğin, ε_t 'yi üreten

süreç bilinmeyen p 'inci mertebeden bir kendisiyle bağımlı süreç, yani $AR(p)$, ise DF sınaması uygun bir sınamaya olmayacaktır. Bu noktada DF sınaması hem boyut (durağan dışılık sıfır önsavı doğru iken aşırı reddedilme eğilimi) ve hem de güç (durağan dışılık sıfır önsavı yanlış iken eksik reddedilme eğilimi) problemi içerecektir.

Hata terimindeki serisel ilişimi (serisel korelasyonu) ortadan kaldırmak için Fuller (1976) $AR(p+1)$ modelinin

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.6)$$

şeklinde $ADF(p)$ modeli olarak yazılabileceğini ve Said ve Dickey (1984) ADF birim kök sınamasının daha önce olduğu gibi yapılabileceğini belirtmektedir. Said ve Dickey aynı zamanda bilinmeyen $ARIMA(p,0,q)$ sürecinin yaklaşık olarak $ARIMA(l,0,0)$ süreci ile oldukça iyi bir şekilde temsil edilebileceğine işaret etmektedir. Bu halde örneklem boyutu arttıkça l 'nin boyutunun artırılması gerekmektedir.

ADF sınaması modelin belirginleştirilmesinin (spesifikasyonunun) doğru yapılmasına bağlıdır. Hall (1994), doğru olmayan gecikme seçiminin ADF (p) sınaması için ciddi boyut sapmalarına neden olabileceğine işaret etmektedir. Uygulamada gecikme derecesi Akaike, Schwarz veya Hannan ve Quinn bilgi ölçütlerine dayanarak belirlenmektedir. Modelin belirginleştirilmesinin doğruluğu,

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

şeklinde μ sabit teriminin ve

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

şeklinde t belirlenimsel yönelimin (deterministik trend) modele katılıp katılmayacağını belirlenmesini gerektirmektedir. Bir birim kök olup olmadığının sınaması daha önce olduğu gibi gerçekleştirilebilir. Burada eşitlik (2.7) geçerli olduğunda sınamaya istatistiği τ_μ ve eşitlik (2.8) geçerli olduğunda sınamaya τ_β olarak tanımlanmamaktadır.

ADF (p), $p \geq 1$ modeli ADF (0) modeli ile karşılaştırıldığında ve farklı gözlem sayıları dikkate alındığında τ , τ_μ ve τ_β için farklı kritik değerler tablolarına gereksinim duyulmaktadır. Doğru kritik değer bulmanın bir yolu Cheung ve Lai (1995) tepki yüzeylerini kullanmaktır.

2.3.1.2 Φ Sınamaları

Birim kök sınavasını yapıldığı modelin belirlenimsel değişken olarak sadece sabit terim içerdiği durumda doğru sıfır önsavı $H_0: \gamma=0$ ve $\mu=0$ ortak önsavıdır. Alternatif önsav olarak $H_1: \mu \neq 0$ ve/veya $\gamma \neq 0$ şeklinde farklı durumlar biçimsel olarak olabilir gibi görünse de doğru model belirginleştirmesi yapıldığında en olabilir alternatif önsavin $H_1: \mu \neq 0$ veya $\mu=0$ ve $\gamma=0$ olduğu ortaya çıkmaktadır. Bu durum için uygun istatistik Dickey ve Fuller (1981) tarafından önerilen ve Φ_1 olarak adlandırılan F tipi istatistiktir. Φ_1 standart olarak bir dağılıma sahip değildir, kritik değerler benzetim ile elde edilmektedir.

Model belirlenimsel değişken olarak sabit terim yanında belirlenimsel yönelim de içerdiği durumda doğru sıfır önsavı $H_0: \gamma=0$ ve $\beta=0$ ortak önsavıdır. Alternatif önsav genel olarak $H_0: \gamma \neq 0$ ve/veya $\beta \neq 0$ şeklinde ifade edilebilir. Fakat model doğru belirginleştirildiğinde en olabilir alternatif $H_0: \gamma \neq 0$ ve $\beta=0$ olmaktadır. Bu halde Dickey ve Fuller (1981) tarafından önerilen sınama istatistiği F tipi bir istatistik olan Φ_3 istatistiğidir. Aynen Φ_1 istatistiği gibi Φ_3 istatistiği de standart bir dağılıma sahip değildir kritik değerler benzetim ile elde edilmektedir.

2.3.1.3 Birden Çok Birim Kök

Olasılıksal (stokastik) yönelim içeren bazı zaman serilerini birinci fark alarak durağanlaştırmak mümkün olmayabilir. Bu özellikle nominal fiyat serileri için geçerli olabilmektedir. Logaritmalar cinsinden ifade edilen nominal fiyat serilerinin birinci farkı yaklaşık olarak enflasyon oranını temsil etmektedir. Ancak enflasyon oranı I(1) (birinci merbeden tümleşik) serisi olabilir, bu halde nominal fiyat serisi I(2) (ikinci

mertebeden tümleşik) olacaktır. Bu şekilde bazı seriler iki birim kök içerebilir. Bunların durağan hale getirilebilmesi için iki defa farkının alınması gerekir.

İki birim kök olup olmadığını sınımanın bir yolu $\Delta Z_t = \Delta \Delta Y_t$ olarak tanımlandıktan sonra Dickey ve Pantula (1987) tarafından önerilen

$$\Delta Z_t = \mu + \gamma Z_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Z_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.9)$$

ikinci fark modelini kullanarak bir birim kök olup olmadığı araştırma, daha sonra eşitlik (2.8) deki birinci fark denkleminde geçerek aynı işlemi tekrarlamaktır.

2.3.1.4 Birim Kök Sınama Stratejisi

ADF(p) sınaması uygulama stratejisi Tablo 2.1’de özetlenmiştir. İzlenecek aşamalar ve karar mekanizması Patterson (2000)’da ayrıntılı olarak anlatılmaktadır.

Tablo 2.1 ADF(p) Sınaması Uygulaması

<i>Model</i>	<i>Önsavlar</i>	Sınama İstatistiği
<i>Seri yönelim içeriyorsa</i>		
1. $\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	$\gamma = \beta = 0$	Φ_3
<i>Belirlenimsel yönelim yoksa</i>		
2. $\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_β
<i>Seri yönelim içermiyorsa</i>		
1. $\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	$\gamma = \mu = 0$	Φ_1
2. $\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	τ_μ
<i>Sabit terim yoksa</i>		
3. $\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i+1} + \varepsilon_t$	$\gamma = 0$	τ

2.3.2 Mevsimsel Birim Kök Sınaması

Zaman serilerinde belirlenimsel ve olasılıksal mevsimsellik söz konusu olduğunda mevsim etkisinden arındırılmış verilerin elde edilmesi ve bunların kullanıldığı modellerle analizin yapılması gerekmektedir. Bu gibi serilerde gözlenen dalgalanmalar, mevsimsel ayarlama süreçleri kullanılarak ortadan kaldırılabilir. Bu bağlamda ayarlama yöntemlerine alternatif olarak serilerde belirlenimsel mevsimselliğin varlığında yönelim ve kukla değişkenlerinin kullanılması da söz konusu olmaktadır. Ancak serilerde olasılıksal mevsimselliğin ortaya çıkması durumunda yönelim ve kukla değişkenlerinin kullanımı uygun olmamaktadır. Bu gibi serilerin mevsimsellikten arındırılması, ancak mevsimsel fark almakla mümkün olmaktadır (Akgül, 2002).

Özellikle mevsimsizleştirilmemiş çeyrek yıllık ve aylık zaman serilerinde belirlenimsel ve olasılıksal yönelimin varlığının sınanması için, çoğunlukla Hylleberg, Engle, Granger ve Yoo (1990) tarafından geliştirilen ve genellikle HEGY olarak atıfta bulunulan sınama yöntemi kullanılmaktadır. HEGY sınavasının aylık serilere için uyarlanması, Beaulieu ve Miron (1992) tarafından geliştirilmiştir.

Kendiyle bağımlı bir süreç genel olarak

$$\Phi(L)Y_t = \varepsilon_t \quad (2.10)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada L gecikme işlemcisi ve p gecikme sayısı olmak üzere

$$\Phi(L) = 1 - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p \quad (2.11)$$

dir. Aylık veriler için HEGY sınavasının uygulanabileceği belirlenimsel ve olasılıksal yönelim içeren genel bir model,

$$\phi(L)Y_{13} = \mu + \gamma t + \sum_{s=2}^{12} \alpha_s D_{st} + \sum_{s=1}^{12} \pi_s Y_{s,t-1} + \varepsilon_t \quad (2.12)$$

Şeklinde ifade edilebilir. Burada D_{st} , mevsimsel kukla değişkeni ve t , yönelimi temsil etmektedir. Diğer değişkenler şöyle tanımlanmıştır.

$$\begin{aligned}
Y_{1t} &= (1 + L + L^2 + L^3 + L^4 + L^5 + L^6 + L^7 + L^8 + L^9 + L^{10} + L^{11})Y_t, \\
Y_{2t} &= -(1 - L + L^2 - L^3 + L^4 - L^5 + L^6 - L^7 + L^8 - L^9 + L^{10} - L^{11})Y_t, \\
Y_{3t} &= -(L - L^3 + L^5 - L^7 + L^9 - L^{11})Y_t, \\
Y_{4t} &= -(1 - L^2 + L^4 - L^6 + L^8 - L^{10})Y_t, \\
Y_{5t} &= -\frac{1}{2}(1 + L - 2L^2 + L^3 + L^4 - 2L^5 + L^6 + L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} - 2L^{11})Y_t, \\
Y_{6t} &= \frac{\sqrt{3}}{2}(1 - L + L^3 - L^4 + L^6 - L^7 + L^9 - L^{10})Y_t, \\
Y_{7t} &= \frac{1}{2}(1 - L - 2L^2 - L^3 + L^4 + 2L^5 + L^6 - L^7 - 2L^8 + L^9 + L^{10} + 2L^{11})Y_t, \\
Y_{8t} &= -\frac{\sqrt{3}}{2}(1 + L - L^3 - L^4 + L^6 + L^7 - L^9 - L^{10})Y_t, \\
Y_{9t} &= -\frac{1}{2}(\sqrt{3} - L + L^3 - \sqrt{3}L^4 + 2L^5 - \sqrt{3}L^6 + L^7 - L^9 + \sqrt{3}L^{10} + 2L^{11})Y_t, \\
Y_{10t} &= \frac{1}{2}(1 - \sqrt{3}L + 2L^2 - \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 + \sqrt{3}L^7 - 2L^8 + \sqrt{3}L^9 + L^{10})Y_t, \\
Y_{11t} &= \frac{1}{2}(\sqrt{3} + L - L^3 - \sqrt{3}L^4 - 2L^5 - \sqrt{3}L^6 - L^7 + L^9 + \sqrt{3}L^{10} + 2L^{11})Y_t, \\
Y_{12t} &= -\frac{1}{2}(1 + \sqrt{3}L + 2L^2 + \sqrt{3}L^3 + L^4 - L^6 - \sqrt{3}L^7 - 2L^8 - \sqrt{3}L^9 - L^{10})Y_t \text{ ve} \\
Y_{13t} &= (1 - L^{12})Y_t \text{ 'dir.}
\end{aligned}$$

Farklı frekanslardaki birim köklerin sınanabilmesi için eşitlik (2.12), sıradan en küçük kareler ile tahmin edilir. Sıfır ve π frekansları için $\pi_s = 0$ sıfır önsavı $\pi_s < 0$ alternatifine karşı t -istatistikleri kullanılarak sınanabilir. s 'nin tek sayı olduğu diğer kökler için $\pi_s = 0$ iki yönlü bir sınama ile sınanabilir. Eğer seri bir birim kök içeriyorsa

tek katsayı sıfıra eşittir ancak $\pi/2$ 'den farklı mevsimsel frekanslar için diğerleri sıfıra eşit değildir. $\pi/2$ için eğer birim kök yoksa katsayı sıfır değildir. Alternatif altında tek katsayı pozitif ya da negatif olabilir. Eğer $\pi_s = 0$ reddedilemezse, $\pi_{s-1} = 0$, $\pi_{s-1} < 0$ alternatifine karşı sınıdır. Sınama tek yönlüdür çünkü birim dairenin dışında bir kök içermektedir. Durağanlık altında doğru katsayılar sıfırdan küçüktür. $\pi_{s-1} = \pi_s = 0$ sıfır önsavlarının sınanabilmesi için diğer bir strateji de F -istatistiğinin hesaplanmasıdır. Herhangi bir mevsimsel frekansta birim kökün olmaması için $s = 2$ ve en azından $\{3,4\}$, $\{5,6\}$, $\{7,8\}$, $\{9,10\}$, $\{11,12\}$ çiftlerinden biri için $\pi_s \neq 0$ olmalıdır. HEGY sınavının aylık uyarlaması için kritik değerler, Beaulieu ve Miron (1992) tarafından verilmiştir.

2.3.3 Elliot, Rothenberg ve Stock DF-GLS Birim Kök Sınavı

ADF birim sınamalarının düşük bir güce sahip oldukları bilinmektedir. Genel olarak uygulamalarda ADF sınamalarında bir sabit terim ya da doğrusal yönelim yer almaktadır. Ancak gerçekte veri üretme sürecinin bilinmemesi uygun modelin seçimi açısından sorun teşkil etmektedir. Bu problemin üstesinden gelmek için Elliot, Rothenberg ve Stock (1996) alternatif bir yordam önermişlerdir. Kısaca DF-GLS olarak bilinen bu sınama ADF sınamalarının değiştirilmiş (modifiye etmiş) bir biçimidir ve genel olarak ADF sınavından önce serileri yönelimsizleştirme fikrine dayanmaktadır. Dolayısıyla önceden yönelimsizleştirilmiş verilere ADF birim kök sınavı uygulanmasında kesme ve yönelimin dikkate alınmasına gerek kalmamaktadır. Ayrıca bu yordam aynı istatistiksel güce ulaşabilmek için daha küçük bir örneğe ihtiyaç duymaktadır.

DF-GLS sınavı, $H_0 : \rho = 1$ sıfır önsavının $H_0 : \rho = 1 + e/T$ lokal alternatifi karşısında Neyman-Pearson sınamaları dizisinin bir analizine dayanmaktadır. Burada $e < 0$ dır ve lokal olarak yönelimsizleştirilmiş veri süreci Y_t 'nin Z_t üzerine bağlaşımından elde edilmektedir.¹¹ Burada Z_t belirlenimsel terimlerin bir dizeyidir.

$$Y_t^d = Y_t - \beta Z_t \quad (2.13)$$

¹¹ Stock (1994) e 'nin değerlerini yönelimsizleştirme için -13.5 ve ortalamasızlaştırma için -7 olarak öngörmüştür.

Yönelimsizleştirme için , \tilde{Y}_t 'nin \tilde{Z}_t üzerine bağlaştırılır ve β en küçük kareler katsayısı elde edilir. Burada, $\tilde{Y}_t = [Y_1, (1 - \rho L)Y_2, \dots, (1 - \rho L)Y_T]'$ ve $\tilde{Z}_t = [Z_1, (1 - \rho L)Z_2, \dots, (1 - \rho L)Z_T]'$ 'dir. Ortalamasızlaştırılmış süreç benzer şekilde Y_t^d yerine Y_t^μ 'nin ikame edilmesi ve $Z_t = 1$ kabul edilmesi ile elde edilebilir. $(DF - GLS)^t$ (yönelimsizleştirilmiş) ve $(DF - GLS)^\mu$ (ortalamasızlaştırılmış) sınamalar aşağıdaki bağlaşıma dayanmaktadır;

$$\Delta Y_t^d = \gamma Y_{t-1}^d + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + v_t \quad (2.14)$$

ve sınama istatistiği $H_0 : \gamma = 0$ sıfır önsavını $H_1 : \gamma < 0$ alternatifine karşı sıyanan t -istatistiğidir. Yönelimsizleştirilmiş sınama için kritik değerler ERS (1996)'da verilmiştir.¹² ERS (1996), bu değıştirmenin küçük örneklerde büyük örneklerdeki geleneksel ADF sınamalarının elde ettiği güce eşit ölçüde tatmin edici bir güç artışı sağladığını göstermektedir.

2.3.4 Yapısal Kırılma ve Birim Kök Sınamaları

Zaman serilerinde durağan dışılığın bir nedeni ana kütle bağlaşım denklemi boyunca farklı örneklemeler açısından değışimlerin (yapısal kırılmalar) söz konusu olmasıdır. Genelde ekonomide yapısal kırılmaların ortaya çıkmasının nedenleri; ekonomik politikalarındaki değışmeler, ekonominin yapısındaki değışmeler veya belirli bir endüstride meydana gelen önemli bir gelişmenin yarattığı değışmeler olabilir.

Durağan zaman serileri düzey ve/veya yönelimde yapısal kırılma(lar) var olduğunda, eğer bu yapısal kırılma(lar) birim kök sınamalarında geçerliliği öne sürülen modeller içerisinde tanımlanmamışsa birim kök sıfır önsavı eksik reddedilebilmektedir. Bu nedenle aslında durağan olan zaman serileri çoğu zaman sanki durağan değilmiş gibi görünmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007). Geleneksel ADF sınamaları

¹² Ortalamasızlaştırılmış sınama için ADF sınaması için hesaplanan kaymasız ve yönelimsiz modelden türetilen kritik değerler geçerlidir.

zaman serilerinde ortaya çıkması olası yapısal kırılmaları dikkate almamaktadır ve bu durum ADF sınamalarının gücü açısından ciddi sorunlar doğurabilir.

2.3.4.1 Dışsal Yapısal Kırılma

Zaman serilerinde ortaya çıkması olası yapısal kırılmayı ADF birim kök sınamaları için geçerliliği ileri sürülen modellere kukla değişkenler ekleyerek dikkate alan ilk çalışma Perron (1989)'dur. Perron (1989) yordamı serinin durağan olduğu alternatifine karşı T_B zamanında ortaya çıkan dışsal bir yapısal kırılma ile serinin bir birim köke sahip olduğu sıfır önsavının sınanması şeklindedir.

Perron(1989), Nelson ve Plosser (1982) tarafından ABD makroekonomik verilerinin durağanlık özelliklerini incelediği çalışmasındaki verileri yeniden ele alarak incelemiş ve önceden bilinen dışsal tek yapısal kırılma dikkate alındığında 14 önemli ABD makro ekonomik değişkenden 11'inin durağan olduğunu saptamıştır.¹³

Eğer kırılma zamanı T_B sabit ise (veya önceden biliniyor ise), kayma ve yönelimli rassal yürüyüş modelini temel alarak Perron (1989) birim kök ve yapısal kırılma önsavının sınavının üç uyarlamasını ele almaktadır. Bu uyarlamalar üç tür yapısal kırılmanın varlığını dikkate almaktadır; 'şok' modeli (A) serinin düzeyindeki (veya kesmedeki) kırılmayı dikkate almaktadır; 'değişen büyüme' modeli (B) eğimdeki bir kırılmaya izin vermektedir; son olarak 'şok ve büyüme' modeli (C) her iki etkinin eşanlı olarak ortaya çıkmasına izin vermektedir. Perron (1989) şu modelleri dikkate almaktadır.

Model A

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \delta DVTB(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.15)$$

$$DVTB(\lambda)_t = 1 \text{ eğer } t = T_B + 1 \text{ ise, } DVTB(\lambda)_t = 0 \text{ eğer } t \neq T_B + 1 \text{ ise.}$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DVU(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.16)$$

$$DVU(\lambda)_t = 1 \text{ eğer } t > T_B \text{ ise, } DVU(\lambda)_t = 0 \text{ eğer } t \leq T_B \text{ ise.}$$

Model B

¹³ Nelson ve Plosser (1982), 14 önemli ABD makroekonomik değişkenden 13'ünün durağan dışı olduğunu saptamıştır.

$$H_0 : Y_t = \mu_1 + Y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DVU(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.17)$$

$$H_1 : Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1)DVT(\lambda)_t^* + \varepsilon_t \quad (2.18)$$

$$DVT(\lambda)_t^* = t - T_B \text{ eğer } t > T_B \text{ ise, } DVT(\lambda)_t^* = 0 \text{ eğer } t \leq T_B \text{ ise.}$$

Model C

$$H_0 : Y_t = \mu_1 + Y_{t-1} + \delta DVTB(\lambda)_t + (\mu_2 - \mu_1)DVU(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.19)$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1)DVU(\lambda)_t + (\beta_2 - \beta_1)DVT(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.20)$$

$$DVT(\lambda)_t = t \text{ eğer } t > T_B \text{ ise, } DVT(\lambda)_t = 0 \text{ eğer } t \leq T_B \text{ ise.}$$

Burada ε_t , durağan bir süreçtir ve muhtemelen ARMA(p,q) süreci tarafından üretilmektedir. Ayrıca, $\lambda = T_B/T$ olmak üzere kırılma bölüntüsünü göstermektedir.

Bu üç modelden her biri, sıfır önsavı altındaki bağlaşıma kukla değişkenler katıldığından, sıfır önsavı altında kırılma ile birim köke sahiptir. Alternatif önsavlar ise kırılmalı yönelim durağan süreçlerdir. Bunlara karşı gelen genişletilmiş sınama denklemleri şu şekildedir:

Model A

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_1 DVTB(\lambda)_t + \delta_2 DVU(\lambda)_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.21)$$

Model B

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_1 DVU(\lambda)_t + \delta_2 DVT(\lambda)_t^* + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.22)$$

Model C

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 t + \delta_1 DVTB(\lambda)_t + \delta_2 DVU(\lambda)_t + \delta_3 DVT(\lambda)_t \\ &+ \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (2.23)$$

Sınama denklemlerinin her versiyonu için, kırılma noktası λ 'nın bulunduğu noktada gecikme parametresi $\gamma(= \rho - 1)$ 'nın t -istatistiği, yani $t_\gamma(\lambda)$, bu istatistiğin asimptotik dağılımının kritik değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Eğer hesaplanan $t_\gamma(\lambda)$, veri λ için bulunan kritik değerlerden küçük ise birim kök sıfır önsavı ret edilir. Perron'un bilinen kırılma noktası varsayımı, Christiano (1992) tarafından 'veri madenciliği' olarak eleştirilmiştir. Birçok çalışma, kırılma tarihini içsel (endojen) olarak belirleyen farklı yöntemler geliştirmiştir.

2.3.4.2 İçsel Yapısal Kırılma

Yapısal kırılmayı dikkate alan birim kök sınamalarında önceden bilinemediği varsayımı altında kırılma zamanının içsel olarak tahminine dayanan ilk çalışma Zivot ve Andrews (1992)'dir. Zivot ve Andrews sınaması örneklemin tamamını kullanan her olası kırılma tarihi için farklı kukla değişken kullanan ardışık bir sınamadır. Kırılma noktası, ADF birim kök sınamasından elde edilen t -istatistiğinin minimum (en fazla negatif) olduğu yer olarak seçilmektedir. Dolayısıyla kırılma tarihi delillerin birim kök sıfır önsavı için en olumsuz olduğu yerde seçilmektedir. Zivot ve Andrews (1992)'un kritik değerleri Peron (1989)'un kritik değerlerinden farklıdır. Bunun nedeni kırılma zamanı seçiminin, dışsal olarak önceden belirleme yerine tahmin yordamının sonucu olarak ele alınmasıdır.

Zivot ve Andrews (1992)'nin sıfır önsavı;

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.24)$$

şeklindedir, yani birim kök olması durumunda kırılma olmadığı varsayılmıştır. Dolayısıyla birim kök sınamalarının üç uyarlaması şöyledir:

Model A

$$H_{1A} : Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DVU(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

Model B

$$H_{1B} : Y_t = \mu + \beta_1 t + (\beta_2 - \beta_1) DVT(\lambda)_t^* + \varepsilon_t \quad (2.26)$$

Model C

$$H_{1C} : Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DVU(\lambda)_t + (\beta_2 - \beta_1) DVT(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.27)$$

Bunlara karşılık gelen genişletilmiş sına denklemleri ise şu şekildedir:

Model A

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_1 DVU(\lambda)_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.28)$$

Model B

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta_1 t + \delta_1 DVT(\lambda)_t^* + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.29)$$

Model C

$$\Delta Y_t = \mu + \gamma Y_{t-1} + \beta t + \delta_1 DVU(\lambda)_t + \delta_2 DVT(\lambda)_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.30)$$

Zivot ve Andrews (1992) kırılma noktasını $\gamma^j = 0$ sıfır önsavını, $j = A, B, C$, sınamak için kullanılan tek-terafı t -istatistiğini en küçük yaparak seçmektedir. Bunun için λ 'ya $2/T$ ile $(T-1)/T$ aralığında değerler verilerek $T-2$ bağlaşım gerçekleştirilmektedir.

Zivot ve Andrews, Nelson-Plosser makro değişkenlerinden 10 tanesinin birim kök içerdiğini 3 tanesinin ise durağan olduğunu bulmuştur.

Banerjee, Lumisdaine ve Stock (1992) de içsel yapısal kırılma sınaması kullanmaktadır. Fakat kırılma sayısı alt örneklemeler kullanılarak dizisel olmayan sınamalarla belirlenmektedir. Zivot ve Andrews gibi Banerjee, Lumisdaine ve Stock'ta kırılmasız birim kök sıfır önsavını sınamaktadır. Bunlara tam bilgi kümesini kullanmayan ve dolayısıyla güç konusunda olumsuzluk içeren sınamalar olarak bakılabilir.

Peron ve Vogelsang (1992) iki farklı türde yapısal kırılmaya izin veren sınama istatistikleri önermektedir. Bunlar eklenir aykırı değer (AO) ve yenilikçi aykırı değer

(IO) modelleridir. AO modeli ortalamadaki anlık bir değişmeye olanak tanırken IO modeli zaman içinde aşamalı olarak ortaya çıkan değişmelere imkân vermektedir. Ayrıca Peron ve Vogelsang $DVTB(\lambda)_t$ 'yi modellere katarken, t 'yi modellerin dışında bırakmaktadır. Peron ve Vogelsang (1992) sınama denklemleri aşağıda verilmiştir.

Yenilikçi Aykırı Değer Modeli (IOM):

$$Y_t = \mu + \delta_1 DVU(\lambda)_t + \delta_2 DVTB(\lambda)_t + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.31)$$

Eklenir Aykırı Değer Modeli (AOM):

$$Y_t = \mu + \delta DVU(\lambda)_t + e_t \quad (2.32)$$

ve bu bağlaşımdan elde edilen kalıntılar \tilde{e}_t ile gösterilirse,

$$\tilde{e}_t = \gamma \tilde{e}_{t-1} + \sum_{j=0}^p w_j DVTB(\lambda)_{t-j} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.33)$$

şeklindedir.

Peron ve Vogelsang (1992), sınamaları uygun kendiyile bağlaşımdaki tüm mümkün kırılma noktaları üzerinden elde edilen kendiyile bağlaşımlı katsayılar toplamı t -istatistiklerinin minimum değerine dayanmaktadır.

Perron (1994), kesme ve/veya yönelimdeki kırılmaları AO ve IO yaklaşımlarını kullanarak dikkate almaktadır. AO modelinin bir uyarlaması, buna şok modeli adı verilmektedir, bir Y_t değişkeninin belirlenimsel yöneliminin kesmesindeki anlık değişmeye izin vermektedir.

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.34)$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \beta t + (\mu_2 - \mu_1) DVU(\lambda)_t + \varepsilon_t \quad (2.35)$$

Burada Y_t , çok genel bir ARMA süreci olabilir, sıfır önsavı altında Y_t 'nin durağan olmayan bir süreç olduğu varsayılmaktadır.

AO modelinin bir başka uyarlaması hem kesmede ve hem de yönelim fonksiyonun eğimindeki eşanlı değişmeye izin vermektedir (düzeydeki anlık bir değişimin farklı bir büyüme yolu, örneğin verimlilik azalması, tarafından izlendiği varsayılmaktadır:

$$H_0 : Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.36)$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \beta_1 t + (\mu_2 - \mu_1) DVU(\lambda)_t + (\beta_2 - \beta_1) DVT(\lambda)_t^* + \varepsilon_t \quad (2.37)$$

Perron (1997) hem t 'yi ve hem de $DVTB_t$ 'yi yenilikçi aykırılık (IO) ve eklenir aykırı değer (AO) modellerine katmaktadır.

Sadece kesmede bir defalık değişmeye izin veren Yenilikçi Aykırı Değer Modeli (IO1):

$$Y_t = \mu + \delta_1 DVU(\lambda)_t + \beta t + \delta_2 DVTB(\lambda)_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.38)$$

Hem kesmede ve hem de eğimde bir defalık değişmeye izin veren Yenilikçi Aykırı Değer Modeli (IO2):

$$Y_t = \mu + \delta_1 DVU(\lambda)_t + \beta t + \delta_2 DVT(\lambda)_t + \delta_3 DVTB(\lambda)_t + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.39)$$

Eğimde bir defalık değişmeye izin veren Eklenir Aykırı Değer Modeli (AO):

$$Y_t = \mu + \beta t + \delta DVT(\lambda)_t^* + e_t \quad (2.40)$$

bu bağlaşımdan elde edilen kalıntılar \tilde{e}_t ile gösterilirse,

$$\tilde{e}_t = \gamma \tilde{e}_{t-1} + \sum_{j=0}^p w_j DVTB(\lambda)_{t-j} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.41)$$

burada eğer $t > T_B$ ise $DVT(\lambda)_t^* = t - T_B$ aksi halde $DVT(\lambda)_t^* = 0$. Bu bağlaşımdan elde edilen kalıntılar \tilde{e}_t ile gösterilirse;

$$\tilde{e}_t = \gamma \tilde{e}_{t-1} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.42)$$

elde edilir. Perron (1997) kırılma zamanının tahmini için $\gamma=0$ birim kök sıfır önsavı altında geliştirilen t -istatistiğinin olası kırılma noktaları arasındaki en küçük değerini dikkate almıştır. Önerilen kritik değerler kırılma bölüntüsüne bağlıdır ve t -istatistiği t -dağılımına sahip değildir. Bu istatistikler τ tipi istatistiklerdir ve Perron (1997) τ -istatistikleri için kritik değerleri tabloştürmüştür.

Sınamaların gücüne bakıldığında, Peron ve Vogelsang (1992) modelinin dirençli olduğu ortaya çıkmaktadır. Peron (1997) modellerinin ve Zivot ve Andrews modellerinin sınama gücü hemen hemen aynıdır. Öte yandan, Peron (1997) modeli Zivot ve Andrews (1992)'den daha kapsamlıdır, çünkü hem t ve hem de $DVTB(\lambda)_t$ 'yi kapsamı içine almaktadır. Oysa Zivot ve Andrews (1992), sonraki sadece t 'yi kapsamı içine almaktadır.

Gerek Zivot ve Andrews (1992) ve gerek Perron (1989, 1997), bir yapısal kırılmanın ihmal edilmesi sonucunda sınamanın gücünde meydana gelebilecek bir kayıp üzerinde tartışmaktadırlar. Ancak sınamanın gücündeki kayıp aynı şekilde bir yapısal kırılma sınamalarında iki veya daha fazla yapısal kırılmanın ihmalinden de kaynaklanabilir. Lumsdaine ve Papell (1997), bu eleştiriye katılmakla birlikte Zivot ve Andrews (1992), minimum birim kök sınavasını içsel iki yapısal kırılmayı dikkate alacak şekilde genişletmiş ve benzer şekilde birim kök sıfır önsavında yapısal kırılmaya yer vermeyerek kritik değerleri türetmiştir. Dolayısıyla sıfır önsavının reddedilmesi birim kökü reddetmemekle birlikte yapısal kırılma varlığında birim kökü reddetmektedir. Bu durum sonuçların yorumlanmasında oldukça dikkatli olunması gereğini doğurmaktadır.

Dikkat edilirse yukarıda söz edilen içsel kırılmalı birim kök sınavası Peron (1989)'daki hem sıfır hem de alternatif önsavda yapısal kırılmanın varlığına olanak tanıyan dışsal kırılmalı birim kök sınavasından farklıdır. Perron (1989)'da sıfır önsavında yapısal kırılmanın varlığı önemlidir. Aksi takdirde, birim kök sınavası istatistiği sıfır önsavı bir kırılma büyüklüğü kadar iraksayacaktır. Aynı iraksama içsel kırılmalı birim kök sınavası için de geçerlidir. Nunes, Newbold ve Kuan (1997) ve Lee ve Strazicich (2001), içsel kırılmalı birim kök sınavasında sıfır önsavı altında yapısal kırılmanın olmadığını varsayarak, veri üretme sürecinin yapısal kırılmayla birlikte bir

birim kök süreci olduğunda birim kök sıfır önsavının anlamlı bir şekilde reddine yol açan kanıtlar sunmaktadır.

2.3.4.3 Lee ve Strazicich Çoklu Yapısal Kırılmalı Birim Kök Sınaması

Lee ve Strazicich (2003), alternatif önsavında tartışmasız bir şekilde yönelim durağanlığı ima eden iki kırılmalı birim kök sınavasını önermektedir. Bu sınav, Schmidt ve Phillips (1992) tarafından önerilen *lagrange çarpanları* (LM) birim kök sınavına dayanmaktadır. Lee ve Strazicich sınavı Perron (1989)' tanımlanan Model A, B ve C'yi dikkate almaktadır ve veri üretme sürecini şu şekilde ifade etmektedir:

$$Y_t = \delta'Z_t + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t = \beta\varepsilon_{t-1} + \xi_t. \quad (2.43)$$

Burada, Z_t , dışsal değişkenlerin bir vektörü, ve $\xi_t \sim iid N(0, \sigma^2)$. Lee ve Strazicich (2003)'te iki yapısal kırılma şu şekilde dikkate alınabilir; Model A $t \geq T_{Bj} + 1$ için $D_{jt} = 1$ değerleri sıfır ($j=1,2$) olmak üzere $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$ ile tanımlanan düzeydeki iki kırılmaya olanak tanımaktadır. Burada T_{Bj} , kırılmanın ortaya çıktığı zaman periyodudur. Model C ise $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$ ile tanımlanan düzey ve yönelimdeki iki kırılmayı içermektedir. Burada $t \geq T_{Bj} + 1$ için $DT_{jt} = t$ 'dir diğerler durumlarda sıfırdır ($j=1,2$). Dikkat edilirse veri üretme süreci kırılmaları sıfır ($\beta = 1$) ve alternatif ($\beta < 1$) önsavlarında tutarlı bir şekilde içermektedir. Örneğin Model A için (benzer biçimde Model C için) β 'nın değerine bağlı olarak,

$$H_0 : Y_t = \mu_0 + d_1B_{1t} + d_2B_{2t} + v_{1t} \quad (2.44)$$

$$H_1 : Y_t = \mu_1 + \gamma t + d_1D_{1t} + d_2D_{2t} + v_{2t} \quad (2.45)$$

sıfır ve alternatif önsavları söz konusudur. Burada v_{1t} ve v_{2t} , durağan hata terimleridir ve $j=1,2$ olmak üzere $t = T_{Bj} + 1$ için $B_{jt} = 1$ ve diğerleri sıfırdır. Ayrıca $d = (d_1, d_2)'$.

Model C için eşitlik (2.40)'a D_{jt} terimleri eşitlik (2.41)'ye de DT_{jt} terimleri eklenmektedir.

İki kırılmalı LM birim kök sınama istatistiği LM ilkesine göre aşağıdaki bağlaşımla elde edilebilir:

$$\Delta Y_t = \delta' \Delta Z_t + \phi \tilde{S}_{t-1} + u_t \quad (2.46)$$

Burada, $t = 2, \dots, T$ olmak üzere $\tilde{S}_t = Y_t - \tilde{\psi}_x - Z_t \tilde{\delta}$, $\tilde{\delta}$ 'lar, ΔY_t 'nin ΔZ_t üzerine bağlaşımlarının katsayıları $Y_t - Z_t \tilde{\delta}$ ile elde edilen $\tilde{\psi}_x$ (bkz. Schmidt ve Phillips, 1992) ve Y_t ve Z_t sırasıyla Y_t ve Z_t 'deki ilk gözlemlerdir. Buna göre $\phi = 0$ şeklinde tanımlanan birim kök sınaması ve LM sınama istatistiği,

$$\tilde{\rho} = T \tilde{\phi} \quad (2.47)$$

$$\tilde{\tau} = \phi = 0 \text{ sıfır önsavını sınamak için hesaplanan } t\text{-istatistiği} \quad (2.48)$$

şeklinde olacaktır. Model A ve Model C için kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'te verilmektedir.

2.3.5 So ve Shin Parametrik Olmayan İşaret Sınaması

Önceki kesimde serilerde yapısal kırılma olduğu durumlarda birim kök sıfır önsavının eksik reddedildiği belirtilmişti. Franses ve Haldrup ise serilerde aykırı değer söz konusu olduğunda birim kök sıfır önsavının aşırı reddedildiğini öne sürmektedir. Bunun nedeni aykırı değere bağlı olarak birim kök sıfır önsavı için dağılımın kalın kuyruklu olması dolayısıyla da ret bölgesinin olması gerekenden kalın olmasıdır. Yani gerçekte mevcut olan birim kök aykırı değerlerin etkisiyle yokmuş gibi görülebilir. Dolayısıyla yapısal kırılma durumunda birim kök sınamaları sonucunda olasılıksal yönetime sahip olan serilere şüpheyle bakılması gerektiği gibi aykırı değerler söz konusu olduğunda da ortalamaya dönen bir süreç gösteren serilere de şüpheyle bakılması gerekmektedir. So ve Shin serilerde mevcut aykırı değerlerin varlığına bağlı olarak kalın kuyruklu dağılım sorunundan kurtulmak için birim kök süreci için parametrik olmayan (non-parametrik) bir işaret sınaması geliştirmiştir. Ancak bu sınamanın yapılmasından önce serilerde olması olası aykırı değerlerin belirlenebilmesi

için Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliştirilen aykırı değer belirleme sınaması ile aykırı değerlerin belirlenmesi gerekmektedir.

Perron ve Rodriguez (2003) sınama yordamını tanımlamak için aşağıdaki modeli dikkate almaktadır:

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 D(T_{AO})_t + u_t \quad (2.49)$$

burada $D(T_{AO})$, $t = T_{AO}$ için 1 diğerleri için 0 olan bir kukla değişkendir ve $u_t = u_{t-1} + \varepsilon_t$ varsayımı yapılmaktadır. Perron ve Rodriguez (2003) eşitlik (2.49) yerine,

$$\Delta Y_t = \alpha_1 (D(T_{AO})_t - D(T_{AO})_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (2.50)$$

fark denklemini kullanmaktadır ve $t = T_{AO} - 1$ ise $D(T_{AO})_{t-1} = 1$ 'dir şeklindedir.

Buradan α_1 'nın sıradan en küçük kareler tahmincisi,

$$\hat{\alpha}_1 = (\Delta Y_t - \Delta Y_{t-1})/2 \quad (2.51)$$

olarak elde edilebilir ve $\hat{\alpha}_1$ aynı zamanda aykırı değer olmadığı ($\alpha_1 = 0$) sıfır önsavı altında $(u_t - u_{t-1})/2$ 'ye eşittir. $\hat{\alpha}_1$ 'in varyansı,

$$var(\hat{\alpha}_1) = (R_u(0) - R_u(1))/2 \quad (2.52)$$

olarak elde edilir. Burada $\hat{R}_u(j)$, u_t 'nin gecikmeli otokovaryansıdır ve eşitlik (2.51)'ten

elde edilen kalıntılardan $\hat{R}_u(j) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T-j} \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-1}$ olarak elde edilebilir. Buradan t -oranları,

$$t_{\hat{\alpha}_1}(T_{AO}) = \frac{\Delta Y_t - \Delta Y_{t-1}}{\left[2(\hat{R}_u(0) - \hat{R}_u(1))\right]^{1/2}} \quad (2.53)$$

olarak elde edilir. Buna göre aykırılık için sınama istatistiği,

$$\tau_d = \max |t_{\hat{\alpha}_1}(T_{AO})| \quad (2.54)$$

olmaktadır. Sınama istatistiği şu şekilde bulunmaktadır. İlk olarak $t_{\hat{\alpha}_1}(T_{AO})$, serinin tümü için hesaplanır ve τ_d için istatistiksel olarak anlamlı bir değer bulunursa buna \hat{T}_{AO}

tahmini denir. Daha sonra aykırı değer ve bağlaşınlara (regresörlere) karşılık gelen satırlar eşitlik (2.50)'dan düşürülür ve eşitlik ardışık olarak yeni bir aykırı değeri sınamak için yeniden tahmin edilir. Bu adımlar yeni bir aykırı değer bulunamayınca kadar tekrarlanır (Perron ve Rodriguez, 2003).

So ve Shin (2001) tarafından geliştirilen parametrik olmayan işaret sınaması yordamı şu şekildedir.

$B_n(\alpha)$, $B_n(n,1/2)$ binom dağılımının düşük α 'ncı kantili ve \hat{m}_{t-1} , Y_{t-1} için medyan tahmini olmak üzere eğer;

$$S_n(I) = \sum_{t=1}^n \text{sign}(Y_t - Y_{t-1}) \text{sign}(Y_{t-1} - \hat{m}_{t-1}) \leq 2B_n(\alpha) - n \quad (2.55)$$

ise;

$$H_0 : Y_t = Y_{t-1} + u_t, \quad t \geq 1 \quad (2.56)$$

Sıfır önsavı, bazı $k \geq 1$ ve Y_t gibi $\rho(Y_k, \dots, Y_1)$ için durağan olduğu

$$H_1 : Y_t = \rho(Y_{t-1}, \dots, Y_{t-k}) + u_t \quad t \geq 1 \quad (2.57)$$

alternatif önsavı lehinde reddedilmektedir. Eğer sıfır önsavı reddedilirse rassal yürüyüş önsavı yanlış tanımlanmıştır. Alternatif model, hangi dereceden olursa olsun durağandır. Burada $\text{sign}(v_t)$, $\text{sign}(v_t) = 1$ eğer $v_t > 0$ ise, $\text{sign}(0) = 0$, ve $\text{sign}(v_t) = -1$ diğer durumlarda (So ve Shin, 2001).

2.3.6 Lee, Kim ve Newbold Varyans Oranı Sınaması

Ortalamaya dönüşün sınanmasında kullanılan geleneksel birim kök sınamaları ve bunların uzantıları olan diğer sınamalar, rassal yeniliklerde söz konusu olabilecek serisel ilişkiyi problemi dikkate almakta ancak koşulsuz varyanstaki değişimleri çok fazla gündeme getirmemektedir. Dolayısıyla birim kök sınamasına hata terimlerinin koşulsuz varyansındaki olası değişimleri dikkate alacak şekilde yaklaşılması önemlidir. Bu anlamda öncü çalışmalardan biri olan Lo ve MacKinlay (1988) bir varyans oranı sınaması yordamı önermiştir. Bu sınamaya yordamı

$$H_0 : Y_t = \mu_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.58)$$

sıfır önsavını, durağan alternatifine karşı sınamaktadır. $\Delta Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ ve $\Delta Y_t(q) = Y_t - Y_{t-q}$ olmak üzere sıradan en küçük kareler bağlaşımından elde edilen kalıntılar için varyans oranı istatistiği,

$$z(q) = T^{1/2} \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} M(q) \quad (2.59)$$

şeklinde dir. Burada q , $q = 2, 4, 8, 16$ olmak üzere zaman ufkunu gösterirken,

$$\hat{\mu} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \Delta Y_t, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (\Delta Y_t - \hat{\mu})^2, \quad \hat{\sigma}_q^2 = \frac{T}{q(T-q+1)(T-q)} \sum_{t=q}^T \{(\Delta Y(q) - q\hat{\mu})\}^2$$

ve $M(q) = \frac{\hat{\sigma}_q^2}{\hat{\sigma}^2} - 1$ 'dir. Lo ve MacKinlay $z(q)$ 'nun sıfır ortalama ve 1 varyansla normal dağıldığını, yani $z(q) \sim N(0,1)$, söylemektedir.

Lo ve MacKinlay (1988) tarafından önerilen varyans oranı sınaması Lee ve diğerleri (2004) tarafından düzeylerde yapısal kırılmalar olması durumunda birim kök sıfır önsavını aşırı reddettiği yönünde eleştirilmekte ve bu problemin üstesinden gelmek için yeni bir düzetilmiş varyans oranı sınaması önermektedir. Lee ve diğerleri (2004), Lo ve MacKinlay (1988) sınamasını bilinen yapısal kırılmaları dikkate alacak şekilde düzenlemektedir. Lee ve diğerleri (2004) sınaması için $t = 1, 2, \dots, T$ olmak üzere;

$$H_0 : Y_t = \mu_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.60)$$

sıfır önsavını, durağan alternatifine karşı sınamaktadır. Burada $\Delta Y_t = \mu_t + \varepsilon_t$ olmak üzere, kayma parametresi ise bilinen kırılma noktalarına göre,

$$\mu_t = \mu_1 I(t \leq T_B) + \mu_2 I(T_B < t) \quad (2.61)$$

ile karakterize edilmektedir. $D_t = I(T_B < t)$ bilinen bir kırılma noktası için tanımlanan bir kukla değişken olmak üzere,

$$\Delta Y_t = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 D_t + \tilde{\varepsilon}_t \quad (2.62)$$

en küçük kareler regresyonundan elde edilen kalıntılar için varyans oranı istatistiği,

$$z_m(q) = T^{1/2} \left(\frac{2(2q-1)(q-1)}{3q} \right)^{-1/2} M_m(q) \quad (2.63)$$

şeklindedir. Burada q , $q = 2, 4, 8, 16$ olmak üzere zaman ufku gösterirken

$$M_m(q) = \frac{\hat{\sigma}_{qm}^2}{\hat{\sigma}^2} - 1, \quad \hat{\sigma}^2 = \frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T \tilde{\varepsilon}_t^2 \quad \text{ve} \quad \hat{\sigma}_{qm}^2 = \frac{T}{q(T-q+1)(T-q)} \sum_{t=q}^T \left(\sum_{i=0}^{q-1} \tilde{\varepsilon}_{t-i}^2 \right)^2, \text{ dir.}$$

Lee ve diğerleri (2004) bu varyans oranı sınaması için $z_m(q) \sim N(0,1)$ olduğunu ifade etmektedir. Dolayısıyla q zaman ufku için varyans oranı istatistiklerinin, kritik değerden büyük değerleri rassal yürüyüş sıfır önsavının reddedilmesi anlamına gelmektedir.

2.4 Ampirik Bulgular

Çalışmanın bu bölümünde reel döviz kuru davranışı tek değişkenli zaman serisi yaklaşımına göre ampirik olarak incelenerek PPP'nin Türkiye için geçerliliği yukarıda bahsedilen yöntemlere ait bulgularla ortaya konmaktadır. Bu doğrultuda çalışmada ilk olarak tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kuru serilerinin birim kök durağan dışılığı incelenmektedir. Tablo 2.2 düzeyler ve birinci farklar için serilere ait ADF birim kök sınaması istatistiklerini sunmaktadır.

Tablo 2.2, serilerin birinci farklarda birim kök içermediğini göstermektedir. Dolayısıyla reel döviz kuru serilerinin hiç birinde ikinci birim kökün olmadığı rahatlıkla söylenebilir.¹⁴ Ancak düzeylere gelindiğinde birim serilerin tümleşme dereceleri açık bir şekilde görülememektedir. Dikkat edilirse iki seriden re_t^{CPI} için Φ_3 sınamasına göre sıfır önsavı reddedilirken burada reddedilen durumun birim kök

¹⁴ Birinci fark alma işlemi sonucunda serilerde söz konusu olabilecek olan belirlenimsel yönelim yok olmaktadır. Dolayısıyla birinci farklar için Φ_3 sınaması göz ardı edilmiştir. Bunun yanında Hamilton (1994) ve Hatanaka (1996) Φ_1 sınamasının τ_μ sınamasına göre daha güçlü bir sınaması olduğunu tartışırken Elder ve Kenedy (2001) Φ_1 sınamasının τ_μ sınamasına güç bakımından herhangi bir üstünlüğü olmadığını ifade etmektedir. Bu yüzden hem birinci farklar hem de düzeyler için Φ_1 ve τ_μ sınamalarının ikisi de kullanılmıştır.

olmadığı τ_β sınavı ile anlaşılmaktadır. Son olarak re_t^{WPI} serisi için de Φ_1 sınavına göre sıfır önsavı reddedilmektedir ancak, burada reddedilen yine birim kök değildir. Bu iki seri için sıfır önsavı sırasıyla yönelim ve kesme parametrelerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu modeller için sınavılmaktadır. Dolayısıyla her iki seri için de birim kök sıfır önsavı reddedilememektedir.

Tablo 2.2 Serilerin Düzeyleri ve Farkları İçin ADF Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	p	Φ_3	τ_β	Φ_1	τ_μ	τ_τ	$\hat{\beta}$	$\hat{\mu}$
Düzye								
re_t^{CPI}	1	7.836 ^b	-2.716	1.794	-1.740	0.050	-0.001 ^b	-0.014
re_t^{WPI}	1	-1.701	-2.503	3.341 ^b	-2.563	-0.223	0.000	-0.026 ^b
Fark								
re_t^{CPI}	0	-	-13.114 ^a	85.951 ^a	-13.110 ^a	-13.101 ^a	-0.000	-0.002
re_t^{WPI}	0	-	-12.586 ^a	79.287 ^a	-12.592 ^a	-12.609 ^a	-0.000	-0.001

Not: a, b, c sırasıyla % 1, % 5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel anlamlılıkları göstermektedir. Burada kullanılan kritik değerler Cheung-Lai tepki yüzeyi katsayılarından türetilmiştir. Kalıntıların otokorelasyondan arındırılması için kullanılan gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmiştir.

ADF birim kök sınavlarından çıkarılan genel sonuç tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatlarına göre belirlenen TL/\$ reel döviz kurlarının birinci dereceden tümleşik yani I(1) olduğu dolayısıyla uzun dönemde PPP'nin geçerli olmadığıdır. Ancak ADF sınavlarının, veri üretim sürecinde belirlenimsel öğelerin varlığı gibi bazı durumlardan dolayı bir güç probleminin söz konusu önceki kesimlerde belirtilmişti. Bu noktadan hareketle çalışmada DF-GLS sınavları uygulanmaktadır. Ancak, reel döviz kurlarının birim kök durağan dışılığının araştırılması için kullanılan verilerin aylık sıklıkta olması belirlenimsel veya olasılıksal mevsimselliğin varlığı konusunda şüpheleri beraberinde getirmektedir. Çalışmada bu amaçla reel döviz kuru serilerinin mevsimsellik özellikleri HEGY mevsimsel birim kök sınavları ile incelenmektedir. Tablo 2.3, reel döviz kuru serilerine ait sırasıyla pür; kaymalı; kaymalı yönelimli; kaymalı belirlenimsel mevsimsel kukla değişkenli ve kaymalı yönelimli belirlenimsel mevsimsel kukla değişkenli modeller için HEGY sınav istatistiklerini sunmaktadır. Tüm frekanslar için kritik değerler Beaulieu ve Miron (1992)'da verilmektedir.

Tablo 2.3 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	Model	p	π																
			0	π_1	π_2	π_3	π_4	π_5	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$	$\pi/2$	$2\pi/3$	$\pi/3$	$5\pi/6$	$\pi/6$		
re_t^{CPI}	None	2	-5.6	0.1	1.3	1.2	-0.7	7.9	5.5	-1.8	-4.1	5.4	9.2	-3.8	1.8	29.8	15.5	25.9	54.8
	μ	2	-6.9	0.8	2.1	-2.8	-0.5	5.4	2.9	-2.1	-4.3	6.4	8.1	-1.5	5.8	14.4	5.9	35.8	38.2
	$\mu, trend$	2	-6.9	0.8	2.1	-2.8	-0.5	5.4	3.0	-2.1	-4.3	6.4	8.0	-1.5	5.8	14.4	5.9	35.5	38.1
	$\mu, s.d.$	2	-7.1	0.3	2.1	-2.9	-0.4	5.2	3.2	-2.5	-4.7	6.1	6.9	-0.9	6.0	13.7	7.4	36.0	26.8
re_t^{WPI}	$\mu, trend, s.d.$	2	-7.0	0.3	2.1	-2.9	-0.4	5.2	3.2	-2.5	-4.7	2.2	6.9	-0.8	6.0	13.7	7.4	35.7	26.7
	None	2	-5.8	-0.1	1.5	0.4	-0.9	4.9	5.3	-2.6	-4.4	7.2	8.5	-3.5	1.4	12.9	15.2	39.5	47.4
	μ	2	-5.8	-0.1	1.5	0.4	-1.0	5.0	5.2	-2.6	-4.4	7.2	8.5	-3.5	1.3	12.8	15.1	39.5	47.6
	$\mu, trend$	2	-6.4	1.4	1.7	-2.6	-2.2	3.3	3.4	-2.9	-3.0	8.7	6.9	-0.7	4.5	7.8	8.9	46.7	26.1
$\mu, s.d.$	$\mu, s.d.$	2	-6.2	-0.2	1.6	0.3	-1.1	4.8	5.2	-2.8	-4.9	7.3	8.9	-3.7	1.3	11.9	15.3	43.3	50.9
	$\mu, trend, s.d.$	2	-6.7	1.6	2.0	-3.0	-2.3	2.9	3.3	-3.2	-3.1	9.1	6.9	-0.6	5.9	6.9	9.3	51.42	25.9

Mevsimsel birim kök sına sonuçları, serilerin sıfırncı, yarıyılık, çeyrek yılık frekanslarda genel olarak mevsimsel birim kök içermediğini göstermektedir. Ancak aylık frekanslarda mevsimsel birim kök konusunda karar vermek oldukça zordur.¹⁵

Mevsimsel birim kök sınaalarının sıfırncı frekansta birim kökün olmadığını ima etmesi ayrıca ilginç bir durum olarak karşımıza çıkmaktadır. Zira ADF birim kök sına sonuçları reel döviz kuru serilerinin düzeyleri için bunun tam tersini söylemektedir.

Analizin bundan sonraki aşamasında reel döviz kuru serileri birim kök durağan dışılığının sınaaması için Eliot, Rothenberg ve Stock (1996) tarafından önerilen DF-GLS sınaaları uygulanmakta ve sına istatistikleri Tablo 2.4'te sunulmaktadır.

Tablo 2.4 Serilerin Düzeyleri ve Farkları İçin (DF-GLS) Birim Kök Sına İstatistikleri

<i>Seriler</i>	<i>Düzy</i>			<i>Fark</i>		
	<i>p</i>	<i>Kayma</i>	<i>Kayma ve Trend</i>	<i>p</i>	<i>Kayma</i>	<i>Kayma ve Trend</i>
re_t^{CPI}	1	-1.352	-2.630 ^c	3	-3.878 ^a	-11.438 ^a
re_t^{WPI}	1	-2.546 ^b	-2.592	0	-2.491 ^b	-10.868 ^a

Not: a, b, c sırasıyla %1, %,5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel anlamlılıkları göstermektedir. Kalıntıların otokorelasyondan arındırılması için kullanılan gecikme uzunlukları Schwarz Bilgi Kriteri'ne göre belirlenmiştir.

Tablo 2.4 DF-GLS birim kök sına sonuçlarının farklar için tamamen ADF(k) sına sonuçlarını desteklediğini ancak düzeylerde durumun farklı bir kompozisyon sergilediğini göstermektedir. Buna göre, re_t^{WPI} serisi için ortalamasızlaştırma dikkate alındığında düzeyde birim kökün olmadığı, re_t^{CPI} serisi için ise yönelimsizleştirme dikkate alındığında ancak %10 anlamlılık düzeyinde birim kökün söz konusu olmadığı söylenebilir.

Bu durum dikkate alınan reel döviz kuru serilerinin davranışına göre uzun dönemde PPP'nin geçerliliği konusunda karar vermeyi güçleştirmektedir. Daha önceki

¹⁵ Hatanaka (1996) frekanslar yoğunlaştıkça mevsimsel birim kök sınaalarının şüpheli hale geleceğini belirtmektedir.

tartışmalardan serilerde zamanın belirli noktalarında ortaya çıkabilecek yapısal kırılmaların varlığının dikkate alınmamasının yapılan sınamaların gücü açısından maliyeti hatırlanmalıdır. Dolayısıyla analizin bundan sonraki kısmında olası yapısal kırılmaların da etkisi dikkate alınmaktadır. Bu amaçla Lee ve Strazicich (2003) tarafından önerilen çoklu yapısal kırılma varlığında birim kök sınamaları uygulanmaktadır. Söz konusu olabilecek birden fazla kırılmanın yerine sadece bir yapısal kırılmayı dikkate almanın doğuracağı sorunların yanında, bu sınamanın uygulanmasının bir nedeni de Türkiye'nin son 15 yıl içerisinde yaşadığı iki büyük krizin genel olarak reel döviz kurlarına yansıdığı beklentisidir. Tablo 2.5 Lee ve Strazicich (2003) çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınama sonuçlarını sunmaktadır.

Tablo 2.5 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama İstatistikleri

<i>Seriler</i>	<i>Model</i>	<i>Gecikme</i>	<i>Kırılma</i>		<i>t -istatistiği</i>	<i>%5 Kritik Değer</i>
			<i>Tarihi</i>	λ		
re_t^{CPI}	<i>Düzye ve Eğim Kırılması</i>	1	1994:4	0.4	-5.044	-5.65
			2001:3	0.7		
re_t^{CPI}	<i>Düzye ve Eğim Kırılması</i>	0	1994:5	0.4	-4.723	-5.65
			2001:3	0.7		

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'ten alınmıştır.

Tablo 2.4 incelendiğinde, çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınama sonuçlarının her iki reel döviz kurunun da düzey ve eğimdeki iki yapısal kırılma ile birlikte birinci mertebeden tümleşik olduğunu göstermektedir. Bu sonuçlar ADF birim kök sınama sonuçlarını destekler niteliktedir. Ayrıca, Türkiye'nin yaşadığı iki büyük finansal kriz, tahmin edilen kırılma noktaları olarak Tablo 2.5'te görülmektedir. Bu sonuçlar oldukça ilginçtir. Çünkü yaşanan iki büyük finansal krizin yapısal kırılma olarak ortaya çıkması ve reel döviz kuru serilerinin bu yapısal kırılmalar varlığında birer birim köke sahip olması uzun dönem PPP'nin geçersizliği konusunda oldukça güçlü deliller ortaya koymaktadır. Bu durum Türkiye için PPP'nin geçerliliğine yönelik yapılan son dönem

reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığı arařtırmalarının bazılarının bulgularıyla örtüşmemektedir.¹⁶

Son dönem reel döviz kuru birim kök durağan dışılığının sınanması şeklindeki çalışmalarının bazılarında PPP'nin geçerliliğine yönelik bir takım bulgulara ulaşılmasının arkasındaki nedenlerden biri de serilerde muhtemel aykırı değerlerin söz konusu olması olabilir. Çünkü aykırı değerlerin varlığında birim kök sıfır önsavı aşırı reddedilebilir. Bunun sebebi aykırı değerler nedeniyle olasılık dağılımının kuyruklarının kalın olmasına baėlı olarak ret bölgesinin gerekenden daha geniş olmasıdır.

Franses ve Haldrup (1994), serilerde ortaya çıkması olası aykırı değerlerin birim kök sıfır önsavının aşırı reddedilmesi problemine yol açacağını dolayısıyla birim kök sınamalarının bu durumu dikkate alacak şekilde genişletilmesi gerektiğini tartışmaktadır. Aykırı değerlerin varlığına baėlı olarak ret bölgesinin genişlemesi problemi So ve Shin (2001)'in geliřtirdiėi özyineli (recursive) medyan ayarlamasına dayanan parametrik olmayan bir iřaret sınaması kullanılabilir. Ancak çalışmada bu sınamanın uygulanmasından önce Perron ve Rodriguez (2003) tarafından geliřtirilen aykırı değer belirleme sınaması kullanılarak olası aykırı değerler belirlenmektedir.

Tablo 2.6, tüm seriler için aykırı değerlerin ortaya çıktığı dönemleri raporlamaktadır ve tüm seriler için 1994 ve 2001 finansal krizleri birer aykırı değer olarak belirlendiėi gözlenmektedir. Bu bulgular Erlat (2003) çalışmasını desteklemektedir. Erlat (2003) 1984:01-2003:09 dönemini kapsayan çalışmasında TL/\$ ve TL/DM reel döviz kuru için 1994:04 dönemini aykırı değer olarak tahmin etmiřtir. Yine bu bulgular oldukça ilginçtir. Çünkü Lee ve Strazicich çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınaması sonuçlarında düzey ve eğim için birer yapısal kırılma olarak tahmin edilen dönemler Perron ve Rodriguez sınaması sonucunda aykırı değer olarak tahmin edilmektedir.

¹⁶ Örneėin Erlat (2003) ve Tařtan (2005).

Tablo 2.6 Perron ve Rodriguez (2003) Aykırı Değer Belirleme Sınama İstatistikleri

<i>Seriler</i>	$\hat{\tau}_{AO}$	τ_d
re_t^{CPI}	1994:04	6.944 ^a
	2001:04	5.540 ^a
re_t^{WPI}	1994:04	5.320 ^a
	2001:04	5.239 ^a

Not: a, b, c sırasıyla %1, %5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel anlamlılıkları göstermektedir. Kullanılan τ_d kritik değerleri Perron ve Rodriguez (2003)'den alınmıştır.

Bu bulgulardan yola çıkarak seriler için birim kök sürecine aykırı değerlerin etkisi incelenebilir. Tablo 2.7 So ve Shin (2001) parametrik olmayan işaret sınaması sonuçlarını göstermektedir.

Tablo 2.7 So ve Shin (2001) Parametrik Olmayan İşaret Sınaması İstatistikleri

<i>Seriler</i>	$S_n(1)$
re_t^{CPI}	19
re_t^{WPI}	-5

Not: $B_n(n, 1/2)$ için kritik değerler sırasıyla %1 için -39 ve %5 için -27 olarak türetilmiştir.

Parametrik olmayan işaret sınaması sonuçları birim kök sınama istatistikleri sonucunda olasılıksal yönelime sahip olduğu konusunda net karar verilemeyen ancak yapısal kırılmalarla birlikte I(1) olmaları kuvvetle muhtemel olan reel döviz kuru serileri için rassal yürüyüş sıfır önsavının reddedilemediği görülmektedir. Buna göre bu seriler için aykırı değer etkisi söz konusu değildir, yani rassal yürüyüş sıfır önsavı doğru tanımlanmıştır denilebilir. Bu da tüketici ve toptan eşya fiyatlarına göre hesaplanan reel

döviz kuru serilerinin birer birim köke sahip olduklarını dolayısıyla da uzun dönemde PPP'nin geçersizliğini ima etmektedir.¹⁷

Reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığının incelenmesine dayalı PPP'nin uzun dönem geçerliliğinin sınanmasında son aşama, Lee ve Strazicich çoklu kırılmalı birim kök sınaması sonucunda reel döviz kuru serileri için belirlenen yapısal kırılmaları bilinen noktalardaki yapısal kırılmalar olarak dikkate alan bir varyans oranı sınaması yapmaktır. Tablo 2.8 Lee ve diğerleri (2004) düzeltilmiş varyans oranı sınama sonuçlarını sunmaktadır.

Tablo 2.8 incelendiğinde $q = 2,4$ zaman ufuklarında tüketici ve toptan eşya fiyatlarına göre hesaplanan reel döviz kurları için rassal yürüyüş sıfır önsavı reddedilirken $q = 8,16$ zaman ufuklarında her iki reel döviz kuru serisi için de rassal yürüyüş sıfır önsavının reddedilemediği görülmektedir. Bu sonuç özellikle yapısal kırılmalar dikkate alındığında reel döviz kurlarında ortalamaya dönüş lehinde güçlü bir kanıt bulunamaması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla koşulsuz varyansa göre de TL/\$ reel döviz kuru için PPP'nin geçerliliği desteklenmemektedir.

Tablo 2.8 Lee ve diğerleri (2004) Varyans Oranı Sınama İstatistikleri

Seriler	q			
	2	4	8	16
re_t^{CPI}	3.165 (0.001)	2.302 (0.021)	0.487 (0.625)	-0.360 (0.719)
re_t^{WPI}	3.834 (0.000)	2.934 (0.003)	1.447 (0.148)	0.302 (0.762)

Not: Parantez içerisindeki değerler marjinal anlamlılık düzeyini vermektedir.

¹⁷ Eralat (2003), eklenir aykırı değerleri dikkate alarak tek yapısal kırılmaya olanak tanıyan model için tüketici fiyatları tabanlı reel döviz kurunda durağanlığın söz konusu olduğunu bulmaktadır.

BÖLÜM III

SATINALMA GÜCÜ PARİTESİNİN EŞTÜMLEŞME

ÇÖZÜMLEMESİ

Eşitümleşme teknikleri, bir grup durağan olmayan değişkenin bir durağan değişken üretecek şekilde doğrusal olarak bir araya getirilip getirilemeyeceğini araştırmaktadır. Eğer bu mümkün olursa, durağan olmayan değişkenlerin eşitümleşik olduğu söylenmektedir. Bir sistem içinde yer alan tüm değişkenlerin, döviz kurları ve fiyatlarda olduğu gibi, bireysel olarak birinci derece tümlleşik olduğu varsayılınsın. Bu halde söz konusu değişkenlerin bir veya birden çok sıfırıncı derece doğrusal bir bileşimi varsa doğrusal bileşim içinde yer alan değişkenler eşitümleşik olmaktadır.

Bu bölümde, PPP'nin geçerliliği, önceki bölümde incelenen reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığının araştırılması yaklaşımından farklı olarak, nominal döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar arasında uzun dönemli bir doğrusal ilişki, yani söz konusu değişkenlerin eşitümleşik olup olmadığı sınınanarak araştırılmaktadır.

Eşitümleşme yaklaşımı en zayıf biçimi ile

$$e_t - \beta p_t + \beta^* p_t^* \quad (3.1)$$

şeklinde ifade edilen durağan doğrusal bileşimin (kombinasyonun) uzun dönemde geçerli olması gerektiğini ileri sürmektedir. Burada, p_t ve p_t^* yurtiçi ve yurtdışı fiyat düzeylerinin logaritmalarını belirtmektedir. “Çok zayıf PPP biçimi” olarak bilinen bu yaklaşımda β ve β^* üzerine hiçbir kısıt konmamaktadır. Bu yaklaşıma göre, örneğin diğer şeyler aynı iken, yurtiçi fiyatlarındaki %1 artış uzun dönemde nominal döviz kurunda %1 değil, % β oranında bir artışa olanak tanımaktadır. $\beta \neq 1$ ve/veya $\beta^* \neq 1$ dış ticarete konu olmayan malların varlığı veya farklı bölgelerdeki farklı taşımacılık maliyetleri ileri sürülerek savunulmaktadır (bkz. Froot ve Rogoff, 1995; Patterson, 2000).

“Zayıf PPP biçimi” olarak bilinen bir başka eştümleşme yaklaşımı simetri koşulu adı verilen $\beta = \beta^* \neq 1$ koşulunu varsayarak uzun dönemde

$$e_t + \beta(p_t^* - p_t) \quad (3.2)$$

şeklinde ifade edilen doğrusal bileşimin durağan olması gerektiği görüşünü savunmaktadır. Bu yaklaşıma göre görece fiyatlardaki %1 artışın uzun dönemde nominal döviz kurunda sadece %1 oranında bir artış değil, % β oranında bir artış olabilmesini mümkün kılmaktadır. Bu yaklaşım, taşımacılık maliyetlerinin rolü dikkate alınarak savunulmaktadır (bkz. Patterson, 2000).

Asıl (veya güçlü) satınalma gücü paritesi tanımı, uzun dönemde, simetri, yani $\beta = \beta^*$ ve oransallık yani $\beta = \beta^* = 1$, koşullarının birlikte sağlanması gerektiğini belirtmektedir. Dolayısıyla asıl satınalma gücü paritesi yaklaşımına göre nominal döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar arasındaki doğru tümleşme ilişkisinin

$$e_t - p_t + p_t^* \quad (3.3)$$

şeklinde olması beklenmektedir.

Bu bölümdeki ilk kesimde temel eştümleşme teknikleri ana hatları ile özetlenmekte ve eştümleşme yaklaşımı ile PPP’yi sınavan yerli ve yabancı yazın gözden geçirilmektedir. İkinci kesimde Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşme yaklaşımı Türkiye 1985:01-2007:09 dönemi aylık verilerine uygulanarak PPP’nin geçerliliği sınanmaktadır. Son bölümde eştümleşme yaklaşımının PPP’nin geçerliliği konusunda ima ettiği sonuçlar özetlenmektedir.

Bu bölümün yazına birkaç önemli katkısı söz konusudur. Bunlardan en önemlisi eştümleşme çözümlemesinde yapısal kırılmaların dikkate alınmasına olanak tanıyan Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşme sınavının yapılmasıdır. Bir önceki bölümde reel döviz kuru birim kök durağan dışılığı araştırmasında, Lee ve Strazicich çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınavları sonucunda tahmin edilen yapısal kırılma dönemleri bilinen kırılma noktaları olarak eştümleşme çözümlemesine dahil edilmektedir. Ayrıca bu bölümde nominal döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı fiyatlar

arasındaki ilişki PPP'nin asıl, zayıf ve çok zayıf biçimleri çerçevesinde ortaya konulmaktadır.

3.1 Eştümleşme Teknikleri

Zaman serileri söz konusu olduğunda klasik varsayımlar altında değişkenler arasındaki ilişkileri tahmin etmede bağlaşım (regresyon) yaklaşımını kullanmak serilerin durağan olmalarını gerektirmektedir. Durağan dışılık söz konusu olduğunda, bu yaklaşım sahte bağlaşım problemlerine yol açabilmekte ve sınama istatistikleri tamamen geçerliliğini kaybedebilmektedir. Davidson ve MacKinnon (1993), ekonometri dünyasında sahte bağlaşım problemlerinin yol açtığı sonuçların bazılarını değişkenlerin zaman serisi özelliklerini analiz ederek göstermiştir. Bu çalışmada Davidson ve MacKinnon, birçok değişkenin düzeylerinde durağan dışı olduklarını veya en azından süreğen olduklarını ileri sürmektedir. Buna bağlı olarak klasik asimptotik teoremin geçersiz olduğunu ve bilindik tahmin yordamlarının da uygulanamaz olduğunu söylemektedir. Dolayısıyla sahte bağlaşım olgusu, bağlaşım tahmini sürecinde durağanlığa ulaşma açısından birinci farklar cinsinden çalışılmaya zorlayıcı bir durum ortaya çıkarmaktadır. Bunun maliyeti de tüm uzun dönem dinamiklerinin kaybolması şeklinde ortaya çıkmaktadır.

Bazı hallerde birden fazla durağan dışı değişkenin birbirleri ile olan doğrusal bileşimleri durağan olabilir. Bu şekilde, yukarıda da belirtildiği gibi, tümleşme dereceleri sıfırdan büyük olan değişkenlerin doğrusal bileşimlerinden durağan süreçler elde edilebiliyorsa bu değişkenlerin eştümleşik olduğu söylenir. Değişkenlerin zaman süresince birbirlerinden fazlaca uzağa sürüklenmedikleri bu gibi durumlarda değişkenler arasında uzun dönemli bir denge ilişkisi söz konusu olmaktadır.

3.1.1 Tek Denklem Yaklaşımı

Tek denklem eştümleşim yaklaşımı dendiğinde ilk olarak akla gelen Engle-Granger yaklaşımıdır. Görelî satınalma gücü paritesi zaman içinde bir noktada geçerli olduğunda

$$e_t = \mu + p_t - p_t^* \quad (3.4)$$

olması gerektiği bilinmektedir. Bu eşitlik yeniden

$$e_t - p_t + p_t^* = \mu \quad (3.5)$$

şeklinde yazılabilir. Eşitliğin sol tarafı reel döviz kurudur. Mutlak satınalma gücü paritesi $\mu = 0$ olmasını gerektirmektedir. Çok sayıda mal ve dolayısıyla fiyat endeksleri kullanımı reel döviz kurunun bir sabite eşit olması yani $\mu \neq 0$, sonucunu doğurmaktadır. Kısa dönemde PPP'den rassal sapmalar olması kaçınılmazdır, bu sapmalar eşitliğin sağına bir "rassal şok" terimi eklenerek dikkate alınabilir:

$$e_t - p_t + p_t^* = \mu + \xi_t \quad (3.6)$$

PPP'nin geçerliliği ξ_t 'nin özelliklerine bağlıdır. ξ_t , rassal yürüyüş yapısı sergilememektedir. Başka bir ifade ile rassal şok terimi durağan olmalı ve özellikle sabit bir ortalamaya sahip olmalıdır.

Engle ve Granger (1987), eştümleşme yaklaşımı açısından bakıldığında eşitlik (3.6) yeniden

$$e_t - (p_t - p_t^*) = \mu + \xi_t \quad (3.7)$$

şeklinde yazılabilir. PPP'nin geçerli olabilmesi için e_t ve $(p_t - p_t^*)$ uzun dönemde birlikte hareket etmeli, yani eştümleşik olmalıdır. Engle-Granger yöntemi, PPP'ye şöyle bir sınamaya stratejisi ile uygulanır:

i) e_t ve $(p_t - p_t^*)$ 'nin tümleşme dereceleri birim kök sınamaları kullanılarak belirlenir. Her ikisinin de tümleşme dereceleri aynı ise, çoğunlukla her ikisi de birinci dereceden tümleşik, yani I(1) ise, bir sonraki aşamaya geçilir. e_t ve $(p_t - p_t^*)$ 'nin tümleşme dereceleri farklı olduğunda eştümleşmenin olmadığına ve dolayısıyla PPP'nin geçerli olmadığına karar verilebilir.

ii) e_t ve $(p_t - p_t^*)$ birinci derece tümleşik olduğunda,

$$e_t = \mu + \beta(p_t - p_t^*) + \xi_t \quad (3.8)$$

“eşümleşim bağılaşımı” sıradan en küçük kareler ile tahmin edilir ve kalıntı $\hat{\xi}_t$ ’ler uzun dönem denge hataları ξ_t ’lerin tahmini olarak elde edilir.

iii) ADF kullanılarak $\hat{\xi}_t$ ’nin durağanlığı sınanır. ADF sınaması yapılan denklemin bağımlı deęişkeni Δe_t olduęu için denklem sabit terim içermez ve her zamanki Dickey-Fuller tabloları kritik deęerleri yerine MacKinnon (1991) ve Davidson ve MacKinnon (1993) tarafından üretilen kritik deęerler kullanılır.

CI(d,b), eşümleşmenin simgesidir. İki zaman serisi d’inci dereceden tümleşik ise her iki zaman serisinin (d-b)’inci derece doğrusal bir bileşimi söz konusudur. İki serinin doğrusal bileşimini oluşturan katsayılar yöneyine (vektörüne) eşümleşim yöneyi adı verilir.

Denge hataları, yani $\hat{\xi}_t$ ’ler, durağan olduğunda, eşitlik (3.8) bağılaşımı eşümleşim yöneyi $[1 \quad -\mu \quad -\beta]$ ’nin tutarlı bir tahminini $[1 \quad -\hat{\mu} \quad -\hat{\beta}]$ vermektedir. b ’nin 1 civarında deęerleri güçlü PPP’yi ve 1’den farklı deęerleri zayıf PPP’yi ima etmektedir. Fakat $\hat{\beta}$ katsayısının tahmin edilen standart hataları tutarlı olmadığından bu bağılaşım ile $H_0 : \beta = 1$ önsavı $H_1 : \beta \neq 1$ alternatif önsavı karşısında sınanamaz. Eđer $\hat{\xi}_t$ belirlenimsel bir yönelim içeriyorsa eşümleşim sınamasının bunu dikkate alması gerekir. Keza seriler yapısal kırılma içeriyorsa sınamalarda göz önüne alınmalıdır.

3.1.1.1 Hata Düzeltme Modeli

Eşümleşme çözümlemesinin önemli sonuçlarından biri “Granger Temsil Teoremi” olarak bilinmektedir (Granger, 1986; Engle ve Granger, 1987). Bu teoreme göre e_t ve $(p_t - p_t^*)$ eşümleşik ise aralarında uzun dönem denge ilişkisi var demektir. Kuşkusuz kısa dönemde deęişkenler dengede olmayabilirler, bu halde bozukluk terimi ξ_t dengesizliği gösterir. Kısa dönem dengesizlik ilişkisi, Sargan (1964) tarafından ileri sürülen “hata düzeltme modeli” (ECM) ile belirtilebilir. Hata düzeltme modeli e_t ve $(p_t - p_t^*)$ deęişkenleri kısa ve uzun dönem davranışlarını

$$\Delta e_t = gecikmeler \left[\Delta e_t, \Delta (p_t - p_t^*) \right] + \alpha \xi_{t-1} + u_t \quad -1 < \alpha < 0 \quad (3.9)$$

eşitliği ile açıklanmaktadır. Burada $e_t \sim I(1)$, $(p_t - p_t^*) \sim I(1)$, e_t ve $(p_t - p_t^*) \sim CI(1,1)$, $\xi_t = e_t - \mu + \beta(p_t - p_t^*) \sim I(0)$, α kısa dönem ayarlama katsayısı ve v_t rassal bozukluk terimidir.

Eşitlik (3.9)'daki tüm değişkenler, sıfıncı dereceden tümleşik olduğundan, bu denklemin OLS ile tahmininde sahte bağlaşım problemi ile karşılaşılmaz, fakat ξ_t gözlenemeyen bir değişkendir. Engle ve Granger (1987) eşitlik (3.9)'u tahmin etmek için iki aşamalı bir yordam izlemektedir. Önce eşitlik (3.8) tahmin edilir ve tahmin edilen denge hatası $\hat{\xi}_t = e_t - \hat{\mu} + \hat{\beta}(p_t - p_t^*)$ olarak hesaplanır. Daha sonra,

$$\Delta e_t = gecikmeler \left[\Delta e_t, \Delta (p_t - p_t^*) \right] + \alpha \hat{\xi}_{t-1} + v_t \quad (3.10)$$

denklemini OLS ile tahmin edilir.

3.1.1.2 Kendiyle Bağlaşımli Dağıtılmış Gecikme (ARDL) Modeli Yaklaşımı

e_t ve $(p_t - p_t^*)$ değişkenleri arasındaki eştümleşme sınaması için kullanılan Engle-Granger yaklaşımı kritik olarak $\hat{\xi}_t$ tahminine, yani uzun dönem ilişkisinin tahminine bağlıdır. Phillips ve Loretan (1991) gecikmeli değişkenin modele katılmamış olması nedeniyle muhtemelen yanlış belirginleştirilmiş eştümleşim denklemini (3.8)'in tahmini yerine

$$e_t = \mu + \sum_{i=1}^k \gamma_i e_{t-i} + \sum_{i=0}^k \beta_i (p_{t-i} - p_{t-i}^*) + u_i \quad (3.11)$$

kendiyle bağlaşımli dağıtılmış gecikme (ARDL) denkleminin kullanılabileceğini belirtmektedir. Durağan-durum (steady-state) uzun dönem dengesinde, tüm değişkenler aynı değeri alacağından, yani $e_t = e_{t-1} = e_{t-2} = \dots = e_d$ ve $(p_t - p_t^*) = (p_{t-1} - p_{t-1}^*) = (p_{t-2} - p_{t-2}^*) = \dots = (p_d - p_d^*)$ olacağından, durağan-durum uzun dönem denge ilişkisi

$$\begin{aligned}
e_d &= \frac{\mu}{1 - \sum_{i=1}^k \gamma_i} + \frac{\sum_{i=0}^k \beta_i}{1 - \sum_{i=1}^k \gamma_i} (p_d - p_d^*) \\
&= \mu_d + \beta_d (p_d - p_d^*)
\end{aligned} \tag{3.12}$$

şeklini alır. Burada eştümleşim yöneyi $[1 \quad -\mu_d \quad -\beta_d]$ 'dir. Bu eştümleşim yöneyi kullanıldığında denge hatası,

$$u_d = e_d - \mu_d - \beta_d (p_d - p_d^*) \tag{3.13}$$

olmaktadır.

Bu yaklaşımda etkileşim yöneyi tahmini $[1 \quad -\hat{\mu}_d \quad -\hat{\beta}_d]$ 'yi elde etmek için önce eşitlik (3.11) OLS ile tahmin edilir, sonra tahmin değerleri (3.12)'de yerine konarak $\hat{\mu}_d$ ve $\hat{\beta}_d$ tahminleri bulunur. Tahmin edilen denge hatası

$$\hat{u}_t = e_t - \hat{\mu}_t - \hat{\beta}_t (p_t - p_t^*) \tag{3.14}$$

ilişkisinden elde edilir. Bu tahmin edilen denge hatası yukarıda Engle-Granger yaklaşımında sunulan aşamalar izlenerek e_t ve $(p_t - p_t^*)$ değişkenleri arasındaki eştümleşmenin sınanması için kullanılabilir.

3.1.1.3 Tek Denklem Yaklaşımı Uygulamaları

Tek denklem yaklaşımı ile ilgili öne çıkan çalışmalara örnek olarak Baillie ve Selover (1987); Corbae ve Oularis (1987); Huizinga (1987); Lothian (1987); Taylor (1987); Taylor ve McMahan (1988) ve Kim (1990) gösterilebilir. Baillie ve Selover (1987); Corbae ve Oularis (1987); Huizinga (1987); Lothian (1987); Taylor (1987); genel olarak PPP'nin geçersizliği yönünde kanıtlar sunmaktadır. Yani bu çalışmalar nominal döviz kurları ile görel fiyatlar arasında eştümleşim ilişkisi bulamamıştır. Diğer çalışmalardan Taylor ve McMahan (1988) 1920'ler için aylık verileri kullanarak ve Kim (1990) 1900–1987 dönemi için yıllık tarihsel verileri kullanarak PPP'nin geçerliliği yönünde kanıtlar bulmuştur.

Türkiye için tek denklem yaklaşımını kullanan belli başlı çalışmalara Temurlenk (1995, 1999) ve Telatar ve Kazdağlı (1998) önek olarak gösterilebilir. Temurlenk (1995) 1960–1993 dönemi için yıllık verileri kullanmış ve Engle-Granger yöntemiyle Türkiye-Almanya ikili reel döviz kuru için PPP’yi destekler yönde bulgulara ulaşmıştır. Telatar ve Kazdağlı (1998) 1980:10–1993:10 periyodunu kapsayan aylık verileri Temurlenk (1999) ise 1981:05–1996:12 periyodunu kapsayan aylık verileri kullanmış ancak bu periyotlar için her iki çalışmada da PPP önsavı desteklenememiştir. Metin (1994) ve Telatar ve Kazdağlı (1998)’da, PPP’nin geçersizliğinin nedeni olarak göstermesine karşın, bu çalışmaların hiç biri belirlenimsel bileşenlerdeki yapısal değişimleri hesaba katmamıştır.

3.1.1.4 Tek Denklem Yaklaşımından Kaynaklanan Problemler

Modelde ikiden fazla değişken olduğunda birden fazla eştümleşim yöneyi söz konusu olabilir. Örneğin e_t , p_t ve p_t^* değişkenleri arasında bir değil iki denge ilişkisi söz konusu olabilir. Yukarıda p_t ve p_t^* ’in e_t üzerindeki etkisinin aynı etkide fakat farklı yönde olduğu gizil olarak varsayılarak denge ilişkisi bir olacak şekilde kısıtlama yapılmıştır. Birden çok eştümleşim yöneyi varken sadece bir tane varmış gibi parametreler üzerine kısıtlama koymak veya tek bir eştümleşim yöneyi olduğunu varsayarak tahmin yapmak etkin bir yöntem olmayacaktır. Çünkü tek denklem modeli tahmini ile birden çok vektörün bir doğrusal bileşimi tahmin edilecektir.

Tek bir eştümleşim yöneyi mevcut olsa dahi bunun tek denklem yöntemi ile tahmini etkin olmayacak ve muhtemelen yanlış olacaktır. Çünkü tek denklem yöntemi eştümleşim yöneyinin sağ tarafındaki değişkenlerin zayıf dışsal olduğunu varsaymaktadır, hâlbuki bunlar içsel olabilir.

Yukarıda belirtilen nedenlerle eştümleşme analizini çok değişkenli yöney kendiyle bağlaşım (vektör otregresyon (VAR)) analizi çerçevesinde ele almak daha uygun olmaktadır.

3.1.2 Çok Denklemlili Sistemde Eştümleşme

Tek denklem eştümleşme yaklaşımı sadece tek bir eştümleşim yöneyi olduğunda ve sağ taraftaki tüm değişkenler zayıf dışsal olduğunda kullanımı uygun bir yaklaşımdır

(bkz. Johansen, 1992; Harris ve Sollis, 2003). Bu geçerli olmadığında çok değişkenli VAR iskeletini kullanmak uygun olmaktadır. Bir Y_t yöneyi, $Y_t' = [e_t \quad p_t \quad p_t^*]$ olarak tanımlanarak ve üç değişkenin tamamının potansiyel olarak içsel olmasına izin verilerek ve kısa dönem dinamik ilişkileri doğrudan dikkate alınarak model

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_k Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IN}(0, \Omega) \quad (3.15)$$

şeklinde ifade edilebilir. Bu model yeniden

$$\Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \Gamma_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \Pi Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

biçiminde bir yöney hata düzeltme modeli (VECM) olarak yazılabilir. Burada, $\Gamma_i = -(I - A_1 - \dots - A_i)$ $i = 1, \dots, k$ ve $\Pi = -(I - A_1 - \dots - A_k)$. Π dizeyi (matrisi) uzun dönem ilişki bilgilerini içermektedir. Uzun dönem bilgileri alternatif olarak $\Pi = \alpha \beta'$ şeklinde gösterilebilir. Burada α dengesizliğe karşı ayarlanma hızları dizeyini ve β uzun dönem katsayıları dizeyini temsil etmektedir. Bu şekilde (3.16)'daki $\Pi Y_{t-1} = \alpha \beta' Y_{t-1}$ içine yuvalanmış $\beta' Y_{t-1}$ terimi eşitlik (3.9)'daki dengesizlik terimi $\xi_t = e_t - \mu + \beta(p_t - p_t^*)$ 'nin çok değişkenli sistemdeki karşıtı olmaktadır. Eşitlik (3.12)'de gecikme uzunluğunun $k = 2$ olduğu varsayılarak çok değişkenli model¹⁸

$$\begin{bmatrix} \Delta e_t \\ \Delta p_t \\ \Delta p_t^* \end{bmatrix} = \Gamma_1 \begin{bmatrix} \Delta e_{t-1} \\ \Delta p_{t-1} \\ \Delta p_{t-1}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11} & \alpha_{12} \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \\ \alpha_{31} & \alpha_{32} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta_{11} & \beta_{12} & \beta_{13} \\ \beta_{21} & \beta_{22} & \beta_{23} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} e_{t-1} \\ p_{t-1} \\ p_{t-1}^* \end{bmatrix} \quad (3.17)$$

şeklinde ifade edilebilir.

3.1.2.1 Johansen ve Johansen-Juselius Yaklaşımı

Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) çok değişkenli VAR sistemleri için tahmin sürecinin başında tüm değişkenleri içsel kabul eden ve normalleştirme için değişken seçimi gerektirmeyen bir tahmin yöntemi önermiştir. Y_t , p boyutlu bir $I(1)$

¹⁸ Burada Bölüm 1'den farklı olarak gecikme uzunluğu p yerine k ile gösterilmektedir. Bunun nedeni, geleneksel olarak özellikle çok denklemlili eştümleme yaklaşımında p 'nin VAR modelinde yer alan içsel değişken sayısını göstermesidir. Bunda sonraki bölümlerde de gecikme uzunluğu k ile temsil edilecektir.

yöneş süreci, μ , $p \times 1$ sabit terim yöneyi ve $D_{m,t}$ $d \times 1$ boyutlu belirlenimsel terimler yöneyi olarak tanımlanırsa eşitlik (3.15)

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k A_i Y_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

şeklinde genelleştirilebilir. Burada A_i , $p \times p$ boyutlu katsayı dizeyi, Ψ_m , $d \times d$ boyutlu belirlenimsel terimler için katsayı dizeyi, ε_t ise, sıfır ortalamalı ve Ω kovaryans matrisine sahip bağımsız ve özdeş dağılan bir hata terimidir. Keza, eşitlik (3.18) yöney hata düzeltme modeli olarak şu şekilde ifade edilebilir:

$$\Delta Y_t = \mu + \Pi Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

burada Δ fark alma işlemlisi, Π $p \times p$ boyutlu uzun dönem katsayı dizeyi, Γ_i $p \times p$ boyutlu kısa dönem katsayı dizeyi ve Ψ_m $d \times d$ boyutlu belirlenimsel terimler için katsayı dizeyidir. Uzun dönem katsayı dizeyi Π 'nin rankı r eştümleşim ilişkisi sayısı önsavı için kullanılabilir. $\text{rank}(\Pi) = p$, yani uzun dönem katsayı dizeyinin rankı tam olduğunda süreç durağan bir süreçtir ve düzeyler için eşitlik (3.18)'in VAR tahmini uygun bir yöntem olmaktadır. Eğer $\text{rank}(\Pi) = 0$ ise, model geleneksel bir birinci fark zaman serisi modelidir. Bu halde Π dizeyi hiç uzun dönem bilgisi içermiyor demektir. Ancak, $\text{rank}(\Pi) < p$ olduğunda Π dizeyi, daha önce yapıldığı gibi $\Pi = \alpha\beta'$ gibi iki tam aşamalı $p \times r$ boyutlu α ve β dizeylerine ayrıştırılabilir. β dizeyinin sütunları uzun dönem ilişkiyi gösteren eştümleşim vektörü tabanını, α ise şokların bir sonucu olarak değişkenler arasında herhangi bir dengesizlik olması durumunda uzun dönem dengesine doğru ayarlanma hızını göstermektedir.

Genelde değişkenler arasındaki eştümleşim ilişki sayısı bilinmemektedir. Eştümleşim ilişki sayısı için alt ve üst limitler 0 ve p 'dir ve denge ilişkilerinin sayısı konusunda iktisat teorisi yeteri kadar rehberlik edemeyebilir. Bu durumda pratikte denge ilişkilerinin sayısının belirlenmesi önemli bir problem oluşturur. Eştümleşim rankının belirlenmesi için çeşitli sınamalar geliştirilmiştir. Bunlar arasında Johansen

(1988, 1992) sınamaları en geniş kullanıma sahip sınamalardır. Johansen (1988), Π dizeyinin karakteristik köklerinin anlamlılığının sınanmasını temel alan bir eştümleşim sınaması önermiştir. Bir dizeyin rankının o dizeyin anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı karakteristik köklerinin sayısına eşit olduğu bilinmektedir. Buna göre Π dizeyinin rankı p ise $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_p$ şeklinde sıralanan p adet karakteristik kökü mevcut olacaktır. Y_t yöneyi içerisindeki değişkenler eştümleşik değilse, Π dizeyinin rankı sıfır olacak ve dizeyin tüm karakteristik kökleri sıfıra eşit olacaktır. Diğer bir ifadeyle değişkenler eştümleşik değilse $\ln(1)=0$ olması nedeniyle tüm $\ln(1-\lambda_i)=0$ ifadeleri sıfıra eşit olacaktır. Benzer şekilde eğer Π matrisinin rankı 1 ise $0 < \lambda_1 < 1$ olduğu için $\ln(1-\lambda_1)$ negatif olacaktır. Diğer tüm karakteristik kökler için $\lambda_i = 0$ olacak ve dolayısıyla $\ln(1-\lambda_2) = \ln(1-\lambda_3) = \dots = \ln(1-\lambda_p) = 0$ olacaktır.

Pratikte sadece Π matrisi ve karakteristik kökleri tahmin edilebilir. Dolayısıyla karakteristik köklerin sıfırdan farklılığının sınaması için Johansen (1988) aşağıdaki sınamaları önermektedir:

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.20)$$

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.21)$$

Burada, $\hat{\lambda}_i$, karakteristik kök tahminleri ve T , gözlem sayısıdır. Verilen ilk istatistik, eştümleştirici vektör sayısının en az r 'ye eşit olduğu sıfır önsavını sınar. Önceki tartışmadan da anlaşılacağı gibi karakteristik kökler sıfıra eşit olduğunda iz istatistiği (λ_{trace})'de sıfıra eşit olacaktır. Burada sıfırdan farklı karakteristik kök demek daha büyük iz istatistiği demektir. İkinci istatistik ise eştümleştirici yöney sayısının $r+1$ alternatifine karşı r 'ye eşit olduğu sıfır önsavını sınar. Yine tahmin edilen karakteristik köklerin sıfıra yakınlığı daha küçük değerlerde maksimum karakteristik kök istatistiği anlamına gelmektedir.

Her iki sınama istatistiği için de asimptotik dağılım genelde standart değildir ve D_t 'deki belirlenimsel terimlere bağlıdır. D_t olmadığı takdirde asimptotik dağılım

$p-r$ 'ye bağlıdır ve kritik değerler Johansen (1988), Johansen ve Juselius (1990), Osterwald ve Lenum (1992) ve Hansen ve Juselius (1995) tarafından benzetimlerle tablolatırılmışlardır. Ayrıca Hansen (1992) belirlenimsel yönelim varlığında tahmin ve sınama için kritik değerleri türetmiştir.

Pesaran, Shin ve Smith (2000) yapısal olarak dışsal birinci dereceden tümleşik değişkenlerin de modelde yer aldığı sistem yaklaşımını dikkate alarak Johansen'nin eştümleşik sistemlerini bir adım öteye taşımıştır. Pesaran ve diğerleri (2000) dışsal değişkenleri bir alt sistem olarak ifade etmiştir. Bu dışsal değişkenlerin alt sistemi için VECM içerisinde herhangi bir eştümleştirici yöney söz konusu değildir ve alt sistemdeki hata terimleri, sistemdeki diğer hata terimleri ile ilişkilimli değildir. Pesaran ve diğerleri (2000) yaklaşımı Johansen (1988)' e benzer olarak yine p ve $r+1$ alternatiflerine karşı en fazla r eştümleştirici yöney sıfır önsavlarını sınavan iz ve maksimum karakteristik kök sınama istatistiklerini kullanmaktadır.

3.1.2.2 Çok Denklem Yaklaşımı Uygulamaları

Çok denklem yaklaşım ortaya çıktıktan sonra PPP'nin uzun dönem geçerliliğinin sınanması başka bir boyut kazanmıştır. Bu yaklaşımı kullanan belli başlı çalışmalara Kugler ve Lenz (1993); Kim (1990); Liu (1992); Cheung ve Lai (1993); Salehizadeh ve Taylor (1999) ve Aggarwal ve Simons (2002) örnek olarak gösterilebilir. Kugler ve Lenz (1993), Johansen (1988) yaklaşımını kullanarak Almanya için dikkate aldığı 15 döviz kurundan altı tanesi için PPP'nin geçerliliği yönünde kanıtlar sunarken, diğer döviz kurları için PPP sıfır önsavını reddetmektedir. Kim (1990); Liu (1992); Cheung ve Lai (1993); Salehizadeh ve Taylor (1999); Aggarwal ve Simons (2002) Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) yaklaşımlarını kullanarak PPP'nin geçerliliği yönünde kanıtlar ortaya koymaktadırlar.

Türkiye için Johansen (1988) eştümleşme sınavasını kullanarak PPP'nin geçerliliğini araştıran dikkate değer çalışmalar arasında Metin (1994); Taşkın ve Metin (1994); Mahdavi ve Zhou (1994); Akgül (1995); Crowder (1996); Telatar ve Kazdağlı (1998), ve Yazgan (2002) ve Sayyan (2005) örnek olarak gösterilebilir.

Metin (1994) genelde sabit kur rejiminin hakim olduğu 1948–88 periyodu için yıllık verileri kullanmış ve bu dönem için PPP önsavını destekleyecek yeterli kanıt bulamamıştır. Taşkın ve Metin (1994) aylık ve nispeten esnek döviz kuru politikasının uygulandığı 1981–1993 dönemine ait verileri kullanmışlardır. Türkiye ile birlikte dokuz gelişmekte olan ülkeyi dikkate aldıkları çalışmada eştümleştirici yöneye işaret eden göstergeler bulunmuş ancak sınına PPP önsavı berberinde getirilen kısıtlamalar reddedilmiştir. Mahdavi ve Zhou (1994) ve Crowder (1996) Türkiye'nin yine farklı bir grup ülkeye dâhil olması düşüncesinden dolayı Taşkın ve Metin (1994)'e benzer bir ruha sahiptir. Mahdavi ve Zhou (1994) Türkiye'yi yüksek enflasyonlu bir ülke olarak düşünmüş ve 1974:1–1991:4 periyodu için çeyrek yıllık verileri kullanarak fiyatlar ve döviz kuru arasında bir eştümleşim ilişkisi bulamamışlardır. Akgül (1995) 1980-1994 dönemi için çeyrek yıllık verilerle döviz kuru ve fiyatlar arasında bir eştümleşim ilişkisi bulmuş ve PPP'nin geçerliliği yönünde kanıtlar sunmuştur. Diğer yandan Crowder (1996) Türkiye'yi bir OECD (Organization for Economic Cooperation and Development) olarak kabul etmiş ve 1973:01–1992:02 periyodu için aylık verileri kullanmıştır. Crowder (1996) fiyat değişkenlerini I(2) olarak bulmuş ve bu bilgiyi PPP önsavının desteklenemediği eştümleşim analizinde kullanmıştır. Yazgan (2002) 1975:1–2001:1 periyodu için çeyrek yıllık verileri kullanmış ve PPP önsavını destekleyen kanıtlar bulmuştur. Son dönem çalışmalarından Sayyan (2005) 1982:1-2004:6 döneminin kapsayan aylık veriler kullanarak TL/\$ reel döviz kuru için uzun dönemde PPP'nin geçerli olduğunu bulmuş ve ortaya çıkabilecek herhangi bir dengesizliğin kısa bir süre içerisinde ortadan kalkacağını saptamıştır.

Türkiye için yapılan bu çalışmalara getirilebilecek eleştiri son dönemlerde Türkiye ekonomisinde ortaya çıkan iki büyük krizin yapısal kırılma olarak dikkate alınmamasıdır. Ayrıca özellikle Sayyan (2005) çalışmasında 2001 sonrası dönem için dalgalı kur rejimine ait verinin azlığı PPP önsavının reddedilememesine yol açmış olabilir.

3.1.2.3 Johansen, Mosconi ve Nielsen Eştümleşme Yaklaşımı

Aralarında uzun dönem denge ilişkisi aranan zaman serilerinin incelendikleri dönemlerde bir ya da iki yapısal kırılma içerdiği durumlar için Johansen ve diğerleri

(2000) alternatif bir eştümleşme sınaama yordamı geliştirmiştir. Bu yaklaşım Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) tarafından geliştirilen VECM tabanlı eştümleşim analizinin alternatif bir uygulamasıdır.

Y_t , birinci dereceden tümleşik, $I(1)$, p boyutlu ve r sayıda eştümleşim yöneyi içeren bir yöney olarak tanımlanırsa, Johansen ve diğerleri (2000) tarafından önerilen model VECM biçiminde

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{pmatrix} + \mu E_t + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \Psi_{j,i} D_{j,t-i} + \sum_{m=1}^d \Phi_m W_{m,t} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $t = \dots, -1, 0, 1, \dots$ olmak üzere Δ , birinci fark işlemcisi, k , gecikme sayısı, $E_t = [E_{1t} \ E_{2t} \ \dots \ E_{qt}]'$, $T_{j-1} + k \leq t \leq T_j$ ($j = 1, \dots, q$) için $E_{j,t} = 1$ diğerleri sıfır olarak kabul edilen q adet kukla değişken vektörüdür. Burada dikkat edilirse $E_{j,t}$ etkin alt örneğinin ilk k gözlemi sıfıra eşitlenmektedir. $D_{j,t-i}$, j -nci dönemdeki i -nci gözlem için eğer $t = T_{j-1+i}$ ($j = 1, \dots, q$) ise $D_{j,t-i} = 1$ diğerleri sıfır olan “etki” (impulse) kukla değişkenleridir. “Müdahale” (intervention) kukla değişkeni $W_{m,t}$ ($m = 1, \dots, d$) Hendry ve Mizon’un (1993) önerisi doğrultusunda, kalıntıları normalleştirmek için modele katılmaktadır. β , $(p \times r)$ boyutlu uzun dönem denge ilişkisini gösteren eştümleşim düzeyi, α ise $(p \times r)$ boyutlu uzun dönem dengesine doğru ayarlanma hızını gösteren katsayı dizeyidir. $\gamma = [\gamma_1 \ \gamma_2 \ \dots \ \gamma_q]'$, $q \times r$ boyutlu uzun dönem yönelim katsayılarının dizeyidir. $i = 1, \dots, k-1$ olmak üzere Γ_i , $p \times p$ boyutlu, $j = 2, \dots, q$, $i = 1, \dots, k$ ve $m = 1, \dots, d$ olmak üzere $\mu = [\mu_1 \ \mu_2 \ \dots \ \mu_q]$, $p \times q$ boyutlu, $\Psi_{j,i}$, $q \times 1$ boyutlu ve Φ_m , $q \times 1$ boyutlu kısa dönem parametre dizey ve yöneyleridir.

Her bir alt örnek dönemi için, $\beta'Y_t + \gamma'E_t$ düzey ve yönelim kırılması etrafında durağanlığı göstermektedir. Eşitlik (3.21), $\beta'Y_t$ eştümleşim ilişkisinin yönelim ve düzeyinin dönemden döneme farklılık gösterdiği doğrusal yönelim modeli, $H_l(r)$,

olarak adlandırılır. Burada dikkat edilirse $\alpha\beta' = \Pi_{p \times p}$ ve $\alpha\gamma' = \alpha[\gamma_1, \dots, \gamma_q] = [\Pi_1, \dots, \Pi_q]_{p \times q}$ olmak üzere eğer $\text{rank}(\Pi, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_q) \leq r$ ise her bir alt örnekte belirlenimsel bileşen hem durağan dışılık hem de eştümleşim ilişkisi için doğrusaldır. Doğrusal yönelim modelindeki r adet eştümleştirici yöneyin varlığı için sınanan önsav $H_l(r): \text{rank}(\Pi, \Pi_1, \Pi_2, \dots, \Pi_q) \leq r$ şeklindedir. Kanonik ilgileşim (CanCor)

$$\text{CanCor} \left\{ \Delta Y_t, \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{pmatrix} \middle| E_t, \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-(k-1)}, D_{j,t-i}, W_{m,t}, \begin{matrix} i = 1, \dots, k \\ j = 2, \dots, q \\ m = 1, \dots, d \end{matrix} \right\} \quad (3.22)$$

kullanılarak $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p \geq 0$ kareli örnek kanonik ilgileşim değerleri tahmin edilerek $H_l(p)$ alternatifine karşı r eştümleşim ilişkisi $H_l(r)$ önsavı için olabilirlik oranı sınaması (iz sınaması),

$$LR\{H_l(r)|H_l(p)\} = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.23)$$

olmaktadır (Johansen ve diğerleri, 2000).

Eştümleşim ilişkisinin sadece düzeyinin dönemden döneme farklılık gösterdiği durumda eşitlik (3.21)'de verilen model şu şekle dönüşür:

$$\Delta Y_t = \alpha \begin{pmatrix} \beta \\ \mu \end{pmatrix}' \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ E_t \end{pmatrix} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \sum_{j=2}^q \Psi_{j,i} D_{j,t-i} + \sum_{m=1}^d \Phi_m W_{m,t} + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

Burada $\beta'Y_t + \mu'E_t$ düzey kırılmaları etrafında durağanlığı gösterir ve düzey her bir dönem için farklılık gösterecektir. Eşitlik (3.24) $H_c(r)$ modeli olarak adlandırılır.

$1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_p \geq 0$ kareli örnek kanonik ilgileşimleri

$$\text{CanCor} \left\{ \Delta Y_t, \begin{pmatrix} Y_{t-1} \\ E_t \end{pmatrix} \middle| \Delta Y_{t-1}, \Delta Y_{t-2}, \dots, \Delta Y_{t-(k-1)}, D_{j,t-i}, W_{m,t}, \begin{matrix} i = 1, \dots, k \\ j = 2, \dots, q \\ m = 1, \dots, d \end{matrix} \right\} \quad (3.25)$$

tahmininden elde edilecektir. Bu durumda $H_c(p)$ alternatifine karşı r eştümleştirci ilişki $H_c(r)$ önsavı için olabilirlik oranı sınaması yine eşitlik (3.23)'deki gibi olacaktır. Gerek $H_l(r)$ ve gerekse $H_c(r)$ modeli için kritik değerler Johansen ve diğerlerinde (2000)'de önerildiği şekilde Gamma dağılımından türetilmektedir.

3.1.2.4 Yöney Hata Düzeltme Modeli Kısıtlama Sınamaları

Yöney hata düzeltme modeli üzerindeki kısıtlamalar olabilirlik oranı sınaması ile sınanabilir. Harris ve Sollis (2003) bu sınamaları standart bir çerçevede ele almıştır. Çalışmada olabilirlik oranı sınamaları Johansen ve diğerleri (2000) tarafından önerilen modellere genişletilmektedir.

Örneğin, $Y'_t = [Y_{1t} \ Y_{2t} \ Y_{3t}]$, üç adet birinci dereceden tümleşik içsel değişkenlerin bir yöneyi olsun ve sistemde bir adet eştümleşim ilişkisi ($r = 1$) ve iki adet düzey ve yönelim kırılmasının mevcut olduğu varsayalım. Buna göre,

$$\begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} & Y_{2,t-1} & Y_{3,t-1} & tE_{1t} & tE_{2t} & tE_{3t} \end{bmatrix}', \quad (3.26)$$

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} \beta_{Y_1} & \beta_{Y_2} & \beta_{Y_3} & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (3.27)$$

ve

$$\alpha = \begin{bmatrix} \alpha_{Y_1} \\ \alpha_{Y_2} \\ \alpha_{Y_3} \end{bmatrix} \quad (3.28)$$

olacaktır. VECM üzerindeki ilk kısıtlama sınaması, bireysel dışlanma sınamasıdır. Bu sınama her bir içsel değişkenin eştümleşim uzayında yer almadığı sıfır önsavını ayrı ayrı sınamaktadır. Örneğin Y_{1t} için bireysel dışlanma sınaması için sıfır önsavı,

$$H_0 : \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} 0 & \beta_{Y_2} & \beta_{Y_3} & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (3.29)$$

şeklindedir ve olabilirlik oranı sınama istatistiği bir χ^2 dağılımına sahiptir ($LR \sim \chi^2$). İkinci sınama yapısal kırılmaların uzun dönem denge ilişkisinde herhangi bir değişime yol açıp açmadığını sınamaktadır. Örneğin ilk yapısal kırılma için sıfır önsav

$$H_0 : \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = [\beta_{Y_1} \quad \beta_{Y_2} \quad \beta_{Y_3} \quad 1 \quad 1 \quad \gamma_3] \quad (3.30)$$

şeklindedir ve $LR \sim \chi^2$. Zayıf dışsallık için sıfır önsavı ise örneğin Y_{1t} için,

$$H_0 : \alpha_e = 0 \quad (3.31)$$

şeklindedir ve $LR \sim \chi^2$. Burada eğer $\alpha_{Y_1} = 0$ sıfır önsavı reddedilmesi buna karşın $\alpha_{Y_2} = 0$ ve $\alpha_{Y_3} = 0$ önsavları reddedilememesi Y_{1t} 'nin içsel, Y_{2t} ve Y_{3t} 'nin zayıf dışsal olduğunu ima etmektedir (Dawson ve Sanjuan, 2005).

3.1.2.5 VECM Kısıtlama Sınamalarının PPP İçin Genişletilmesi

Bir önceki kesimde anlatılan VECM kısıtlama sınamaları Johansen ve diğerleri (2000) tarafından önerilen modeller çerçevesinde PPP'nin asıl, zayıf ve çok zayıf uyarlamaları için genişletilebilir. Burada, $Y_t' = [e_t \quad p_t \quad p_t^*]$ olarak ifade edilirse sistem,

$$\begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} e_{t-1} & p_{t-1} & p_{t-1}^* & tE_{1t} & tE_{2t} & tE_{3t} \end{bmatrix}', \quad (3.32)$$

$$\begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = \begin{bmatrix} \beta_e & \beta_p & \beta_{p^*} & \gamma_1 & \gamma_2 & \gamma_3 \end{bmatrix} \quad (3.33)$$

şekline dönüşecektir. Burada yine düzey ve eğimde iki kırılma ve bir eştümleşim ilişkisi varsayılmaktadır. Buna göre PPP'nin asıl uyarlaması için sıfır önsavı,

$$H_0 : \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = [1 \quad -1 \quad 1 \quad \gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3] \quad (3.34)$$

şeklindedir. PPP'nin zayıf uyarlaması için ise sıfır önsavı,

$$H_0 : \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix}' = [\beta_e \quad 1 \quad 1 \quad \gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3] \quad (3.35)$$

biçimindedir. Çok zayıf PPP biçimi olarak bilinen diğer yaklaşımda ise β_p ve β_{p^*} üzerine hiçbir kısıt konmamaktadır. Dolayısıyla sıfır önsavı,

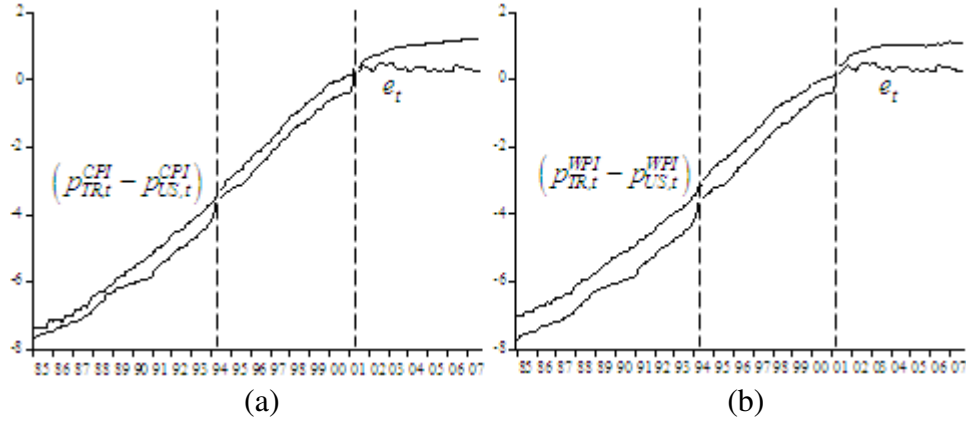
$$H_0 : [\beta_e \quad \beta_p \quad \beta_{p^*} \quad \gamma_1 \quad \gamma_2 \quad \gamma_3] \quad (3.36)$$

şeklinindedir. Bu anlamda bakıldığında bir eştümleşim ilişkisinin varlığı ve değişkenlerin eştümleşme uzayında yer alması aslında PPP'nin çok zayıf uyarlamasının geçerli olması anlamına gelmektedir. Dolayısıyla PPP'nin çok zayıf uyarlamasının sınaması ile bireysel dışlanma sınamaları aynı şeyi ifade etmektedir.

3.2 Veri Seti ve Ampirik Bulgular

İkinci bölümde Türkiye'de PPP'nin geçerliliği reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığının araştırılması yaklaşımı ile sınanmış ve reel döviz kurunun ortalamaya dönüşü yönünde güçlü kanıtlar ortaya konulamamıştır. Bu bölümde, PPP'nin daha zayıf uyarlamalarının geçerliliğinin sınanmasına olanak tanıyan eştümleşme yaklaşımı kullanılmakta ve 1985:01–2007:09 dönemini kapsayan aylık veriler için PPP'nin geçerliliği araştırılmaktadır. Burada TL/\$ nominal döviz kurları (e_t) ile Türkiye ve ABD tüketici ve toptan eşya fiyat endeksleri ($p_{TR,t}^{CPI}, p_{US,t}^{CPI}, p_{TR,t}^{WPI}, p_{US,t}^{WPI}$) dikkate alınarak, tüketici ve toptan eşya fiyatları bazlı iki farklı sistem için çözümleme yapılmaktadır.

Önceki bölümde Lee ve Strazicich (2003) çoklu kırılmalı birim kök sınaması sonucunda tüketici fiyatları bazlı reel döviz kuru için 1994:04 ve 2001:03 dönemleri, toptan eşya fiyatları bazlı reel döviz kuru için 1994:05 ve 2001:03 dönemleri düzey ve eğim kırılması olarak tahmin edilmiştir. Dolayısıyla bilinen bu kırılma noktaları için eştümleşme yordamı ile PPP'nin geçerliliği sınanabilir. Şekil 3.1, kesikli dikey çizgiler yapısal kırılmaları göstermek üzere TL/\$ nominal döviz kuru ile sırasıyla görelî tüketici fiyatları ve görelî toptan eşya fiyatlarının zaman grafiğini göstermektedir.



Şekil 3.1 Yapısal kırılma varlığında TL/\$ nominal döviz kuru ile görel tüketici ve toptan eşya fiyatlarının zaman grafikleri.

Şekilden 2.1'den görüldüğü gibi her iki görel fiyatla nominal döviz kurunun zaman boyunca benzer hareketler sergilediği görülmektedir. Ancak bu benzer hareketlerin durağan bir rassal süreç üretip üretmedikleri Johansen ve diğerleri (2000) eştümleme yaklaşımıyla sınanmakta ve sonuçlar Tablo 3.1' de sunulmaktadır.

Tablo 3.1 iki farklı panelden oluşmaktadır. Birinci panel, tüketici fiyatları ile nominal döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin iki gecikme ($k = 2$) kullanılarak sırasıyla $H_c(r)$ ve $H_l(r)$ modeli için tahmininden elde edilen iz istatistiklerini göstermektedir. Burada model seçim ölçütü olarak Pantula ilkesi kullanılmakta ve uygun modelin $H_l(r)$ modeli olduğuna karar verilmektedir. Ayrıca modelin kalıntılarının normal dağılmasını garantilemek üzere 1994:2 ve 1994:4 dönemleri için müdahale kukla değişkenleri modele katılmaktadır. Genel olarak sistemde uzun dönemde düzey ve eğim kırılmaları için bir adet eştümleşim ilişkisi bulunmaktadır.

Toptan eşya fiyatları ile nominal döviz kuru ilişkisinin uzun dönemli tahmininden elde edilen iz istatistikleri ise Tablo 3.1 ikinci panelde verilmektedir. Yine $k = 2$ için Pantula ilkesi kullanılarak $H_c(r)$ modelinin uygun model olduğuna karar verilmekte ve 1994:2 ve 1994:4 dönemleri için müdahale kukla değişkenleri modele

katılmaktadır.¹⁹ Toptan eşya fiyatları bazlı sistemde kırılan düzey için bir adet eştümleşim ilişkisi bulunmaktadır.

Tablo 3.1 Johansen ve diğerleri (2000) İz İstatistikleri

<i>Sistem</i>	$H_0 (H_1)$	<i>Model</i> $H_c(r)$	<i>Model</i> $H_l(r)$
$(e_t, P_{TR,t}^{CPI}, P_{US,t}^{CPI})$	$r = 0 (r \geq 1)$	136.440 (51.843)*	78.860 (74.829)
	$r = 1 (r \geq 2)$	43.980 (32.393)	34.450 (48.357) [§]
	$r = 2 (r \geq 3)$	8.75 (16.277)	7.250 (24.958)
$(e_t, P_{TR,t}^{WPI}, P_{US,t}^{WPI})$	$r = 0 (r \geq 1)$	127.820 (51.843)	96.240 (74.829)
	$r = 1 (r \geq 2)$	27.530 (32.393) [§]	38.020 (48.357)
	$r = 2 (r \geq 3)$	10.070 (16.277)	13.170 (24.958)

* Kritik değerler parantez içerisinde ve Johansen ve diğerleri (2000)'de önerildiği gibi Gamma dağılımı kullanılarak türetilmektedir.

§ Pantula ilkesine göre sıfır önsavının ilk reddedildiği yer.

Her iki sistem için de bir adet eştümleştirici yöney bilgisi veri iken VECM kısıtlama sınama sonuçları iki panel halinde Tablo 3.2'de verilmektedir. Tablo 3.2 incelendiğinde her iki sistem için de bireysel dışlanma sıfır önsavlarının reddedildiği görülmektedir. Bu durum aynı zamanda birinci sistem için kırılan bir düzey ve eğim, ikinci sistem için ise kırılan bir düzey etrafındaki durağanlığın nominal döviz kuru ile tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatların doğrusal bileşiminden geldiğini söylemektedir.

¹⁹ Birinci sistem için çok değişkenli normallik sınama sonuçları, çarpıklık için 6.813 (p -değeri=0.078), basıklık için 5.312 (p -değeri=0.151) ve sistem için 6.565 (p -değeri=0.362) olarak sıralanmaktadır. Bu sonuçlara göre birinci sistem için VECM kalıntıları normal dağılmaktadır. Ayrıca, VECM kalıntıları için Breusch-Godfrey LM serisel ilgilileşim sınaması istatistiği iki gecikme için 0.912 (p -değeri=0.633) ve kendiyile bağlaşımlı koşullu çok değişirlilik (ARCH) sınama istatistiği yine iki gecikme için 1.115 (p -değeri=0.572) olarak bulunmaktadır. Dolayısıyla birinci sistem için VECM iyi belirlenmektedir.

İkinci sistem için ise çok değişkenli normallik sınama sonuçları çarpıklık için 5.962 (p -değeri=0.113), basıklık için 4.916 (p -değeri=0.178) ve sistem için 4.967 (p -değeri=0.548) olarak sıralanmaktadır. Bu sonuçlara göre birinci sistem için VECM kalıntıları normal dağılmaktadır. Ayrıca, VECM kalıntıları için Breusch-Godfrey LM serisel ilgilileşim sınaması istatistiği iki gecikme için 0.891 (p -değeri=0.641) ve kendiyile bağlaşımlı koşullu çok değişirlilik (ARCH) sınama istatistiği yine iki gecikme için 0.986 (p -değeri=0.610) olarak bulunmaktadır. Dolayısıyla ikinci sistem için de VECM iyi belirlenmektedir.

Tablo 3.2 CPI ve WPI Bazlı Sistemler İçin VECM Kısıtlama Sınama Sonuçları

<i>Sistem</i>	<i>Sıfır Önsavı</i>	H_0	<i>LR -istatistiği</i>
$(e_t, p_{TR,t}^{CPI}, p_{US,t}^{CPI})$	<u><i>Bireysel Dışlanma:</i></u>		
	e_t	$\beta_e = 0$	26.070 (0.000)
	$p_{TR,t}^{WPI}$	$\beta_{p_{TR,t}^{WPI}} = 0$	14.754 (0.000)
	$p_{US,t}^{WPI}$	$\beta_{p_{US,t}^{WPI}} = 0$	6.103 (0.044)
	<u><i>Uzun Dönem Kırılmaları:</i></u>		
	1994:04	$\gamma_1 = \gamma_2$	2.053 (0.151)
	2001:03	$\gamma_2 = \gamma_3$	21.425 (0.000)
	<u><i>Zayıf Dışsallık:</i></u>		
	e_t	$\alpha_e = 0$	2.107 (0.146)
	$p_{TR,t}^{WPI}$	$\alpha_{p_{TR,t}^{WPI}} = 0$	16.603 (0.000)
$p_{US,t}^{WPI}$	$\alpha_{p_{US,t}^{WPI}} = 0$	0.751 (0.386)	
$(e_t, p_{TR,t}^{WPI}, p_{US,t}^{WPI})$	<u><i>Bireysel Dışlanma:</i></u>		
	e_t	$\beta_e = 0$	12.509 (0.002)
	$p_{TR,t}^{WPI}$	$\beta_{p_{TR,t}^{WPI}} = 0$	12.216 (0.002)
	$p_{US,t}^{WPI}$	$\beta_{p_{US,t}^{WPI}} = 0$	6.083 (0.047)
	<u><i>Uzun Dönem Kırılmaları:</i></u>		
	1994:05	$\mu_1 = \mu_2$	3.504 (0.167)
	2001:03	$\mu_2 = \mu_3$	24.353 (0.000)
	<u><i>Zayıf Dışsallık:</i></u>		
	e_t	$\alpha_e = 0$	30.853 (0.000)
	$p_{TR,t}^{WPI}$	$\alpha_{p_{TR,t}^{WPI}} = 0$	80.217 (0.000)
$p_{US,t}^{WPI}$	$\alpha_{p_{US,t}^{WPI}} = 0$	2.319 (0.128)	

Not: marjinal anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmektedir

Tablo 3.2 her iki sistem için de 1994 krizinin uzun dönem denge ilişkisi üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını, yani 1994:04 ve 1994:05 ile 2001:03 yapısal kırılmaları arasında kalan dönemlerin istatistiksel olarak birbirlerinden farklı olmadıklarını göstermektedir. Bunun yanında 2001:03 yapısal kırılması her iki sistem için istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır. Dolayısıyla 2001 ekonomik krizinin her

iki sistem için de uzun dönem denge ilişkisi üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir.

Zayıf dışsallık sınaama sonuçları incelendiğinde tüketici fiyatları bazlı sistem için nominal döviz kurunun ve yurtdışı fiyat düzeyinin zayıf dışsal olduğu görülmektedir. Çünkü zayıf dışsallık sıfır önsavı sadece yurtiçi fiyat düzeyi için reddedilmektedir. Yurtiçi fiyat düzeyinin ayarlanma katsayısı, $\alpha_{p_{TR}^{WPI}} = -0.128$ olarak tahmin edilmiştir. Bunun anlamı yurtiçi fiyatlardaki herhangi bir dengesizliğin her dönem için yaklaşık %12'sinin ortadan kalkmasıdır. Toptan eşya fiyatları bazlı sistem için ise zayıf dışsallık sıfır önsavı sadece yurtdışı fiyat düzeyi için reddedilememektedir. Yani nominal döviz kuru ve yurtiçi fiyatlar içseldir. Bu sistemde nominal kurlar ve yurtiçi fiyatlar için ayarlanma katsayıları sırasıyla, $\alpha_e = 0.031$ ve $\alpha_{p_{TR}^{WPI}} = -0.027$ olarak tahmin edilmektedir. Yani, nominal kurlardaki ve yurtiçi fiyatlardaki dengesizliklerin yaklaşık %0.31'i ve %0.27'si her dönem için ortadan kalkmaktadır. Bu da uzun dönem dengesine doğru ayarlanmanın oldukça uzun sürdüğünü ima etmektedir.

Birinci sistem için nominal döviz kurunun zayıf dışsal çıkması oldukça ilginçtir. Bu durum beklentilerin aksi yönündedir ve bu yüzden birinci sistem için normalleştirme işlemi yurtiçi tüketici fiyatları üzerine yapılmaktadır. İkinci sistem için ise normalizasyon işlemi nominal döviz kuru üzerine yapılmaktadır. Her iki sistem için normalize edilmiş denklemler aşağıda sunulmaktadır.

$$\begin{aligned} p_{TR,t}^{CPI} &= 0.712e_t + 0.393p_{US,t}^{CPI} + 0.017tE_{1t} + 0.013tE_{2t} + 0.009tE_{3t} \\ e_t &= 0.988p_{TR,t}^{WPI} - 1.907p_{US,t}^{WPI} + 2.679E_{1t} + 2.916E_{2t} + 3.502E_{3t} \end{aligned} \quad (3.37)$$

Normalize edilmiş denklemler incelendiğinde birinci sistemde nominal döviz kurunun uzun dönem elastikiyetinin işaretinin beklenenden aksi yönde olduğu görülmektedir. Bu da tüketici fiyatları tabanlı sistem için PPP'nin tüm uyarlamalarının geçersizliği yönünde güçlü işaretler vermektedir. Toptan eşya bazlı sistem için ise tüm işaretler beklentilere uygundur.

Çözümlemenin bundan sonraki kısmında VECM kısıtlama sınaamaları PPP'nin asıl ve zayıf uyarlamalarının geçerliliğinin sınaanması için genişletilmektedir. Bu sınaamaların sonuçları Tablo 3.3 te sunulmaktadır.

Tablo 3.3 PPP Uyarlamaları İçin VECM Kısıtlamaları Sınama Sonuçları

<i>Sistem</i>	<i>PPP Önsavları</i>	<i>LR-istatistiği</i>
$(e_t, P_{TR,t}^{CPI}, P_{US,t}^{CPI})$	<u><i>Asıl uyarlaması</i></u>	
	[1 -1 1]	25.368 (0.000)
	<u><i>Zayıf uyarlaması</i></u>	
	$\beta_{PTR}^{CPI} = \beta_{PUS}^{CPI}$	15.339 (0.000)
$(e_t, P_{TR,t}^{WPI}, P_{US,t}^{WPI})$	<u><i>Asıl uyarlaması</i></u>	
	[1 -1 1]	23.872 (0.000)
	<u><i>Zayıf uyarlaması</i></u>	
	$\beta_{PTR}^{WPI} = \beta_{PUS}^{WPI}$	9.679 (0.007)

Not: marjinal anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmektedir

Tablo 3.3 incelendiğinde PPP'nin asıl ve zayıf uyarlamaları için önsavların her iki sistem için reddedildiği görülmektedir.

Sonuç olarak gerek tüketici fiyatları ve gerekse toptan eşya fiyatları bazlı iki sistem için eştümleşme yaklaşımı ile PPP'nin asıl, zayıf ve çok zayıf uyarlamalarının sınıandığı bu bölümde tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatları ile nominal döviz kuru arasında birer eştümleşim ilişkisi bulunmuştur. Ancak tüketici fiyatları bazlı sistem için eştümleşim ilişkisinin varlığı PPP'nin çok zayıf uyarlamasının dahi geçerliliğini destekleyememektedir. Buna karşın toptan eşya fiyatları bazlı sistemde her PPP'nin çok zayıf uyarlamasının geçerliliği yönünde kanıtlar ortaya konmuştur. Bu sonuçlar çalışmanın doğrultusunun ne yönde olacağı konusunda kılavuzluk etmektedir. Çalışmanın bundan sonraki bölümlerinde PPP'den sapmalara neden olan etkenler üzerinde durulacak ve bu sapmalar modellenerek çözümlenmeye çalışılacaktır.

BÖLÜM IV

TİCARETE KONU OLMAYAN MALLAR ve REEL DÖVİZ KURU

Reel döviz kurunun durağanlığı uzun dönemde ortalamaya dönen bir davranış sergilemesi anlamına gelmektedir. Dolayısıyla reel döviz kurunun durağan olmaması çoğu kez PPP'nin geçerli olmadığı şeklinde yorumlanmaktadır. Reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir davranış sergilememesinin bir nedeni genel fiyat endeksleri içindeki ticarete konu olmayan malların varlığı olabilir. Ticarete konu olmayan malların yarattığı sorun çeşitli şekillerde ortaya çıkabilir.

Birincisi, ticaret konu olan malların ticaret konu olmayan mal bileşimleri ticaretin kaynaklandığı ülkelere göre farklılık göstermektedir. Sadece ticarete konu olan ve içeriğinde ticarete konu olmayan mal bileşeni bulunmayan mal bulmak oldukça zordur. Ticarete konu olan mallar çoğunlukla perakende hizmetleri gibi ticarete konu olmayan hizmetlerle birlikte ele alınmaktadır.

İkincisi, fiyat endekslerinde ticaret konu olan ve olmayan mallar üzerine konan ağırlıklar dönemler itibariyle kararlı olmayabilir ve bu ağırlıklar döviz kuruyla birlikte hareket ediyor olabilir.

Üçüncüsü, ticarete konu olan ve olmayan mal endüstrileri arasında verimlilik farklılıkları olabilir (Hsieh, 1992). Eğer, ticarete konu olmayan mal endüstrilerindeki verimliliğin olasılıksal belirlenimsel yönelim davranışları ticarete konu olan mal endüstrilerinininkinden farklıysa, bu farklılıklar sonrasında uzun dönemde görece fiyatlarda değişimlere neden olacaktır. Bu değişimler de genel fiyat endeksi bazlı reel döviz kurunda uzun dönemde değişimlere yol açacaktır. Bu yorum Balassa (1964) ve Samuelson'un (1964) modeline dayandırılmaktadır.

Dördüncüsü, ticarete konu olan ve olmayan mallar arasındaki görece fiyatlar rassal yürüyüş davranışı gösterir, çünkü Rogoff (1992) tarafından ifade edildiği gibi, tüketiciler ticarete konu olan malların tüketimini düzgünleştirirler (ayrıca bkz. Razin, 1993).

Beşincisi, nominal döviz kurlarındaki hareketler, PPP uzun dönemde ticarete konu olan mallar için geçerli olduğu sürece, ticarete konu olan ve olmayan malların görece fiyatlarında değişimlere neden olur.

Balassa (1964), Samuelson (1964) ve bunları izleyen bir çok araştırma reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir davranış sergilemesini açıklamak için ticaret konu olmayan mallar üzerinde durmaktadır. Ancak ticarete konu olan ve olmayan malların fiyat düzeyleri ile ilgili verilerin çok kısıtlı olması nedeniyle bu konuda sağlıklı ampirik sonuçlar elde etmek zor olmaktadır.

Kim (1990) uzun dönemde PPP'nin geçerliliği açısından toptan eşya fiyat endekslerinin (WPI) tüketici fiyat endekslerinden (CPI) daha uygun kanıtlar sağladığına işaret etmektedir. Ogaki ve Vataja (1994) endüstri düzeyli endeksler kullandıklarında PPP'nin geçerliliği yönünde daha güçlü kanıtlar bulmuştur. Bu araştırmacılar CPI temelli PPP'nin uzun dönemli geçersizliğinin başlıca nedeni olarak ticarete konu olmayan malların CPI içinde büyük bir ağırlığa sahip olmasını görmektedir. Kakkar ve Ogaki (1999) PPP'nin uzun dönemde ticarete konu olan mallar için geçerli olduğunu fakat ticarete konu olmayan mallar için geçerli olmadığını söylemektedir. Kakkar ve Ogaki aynı zamanda, PPP'nin ticarete konu olan mallar için geçerli ticarete konu olmayan mallar için geçersiz olması durumunda ve genel fiyat endekslerinde ticarete konu olan ve olmayan mallar üzerine konan ağırlıklar dönemler itibariyle kararlı olduğu sürece, ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri ile genel fiyat düzeyleri tabanlı reel döviz kurunun birlikte hareket edeceğini söylemektedir. Ticaret konu olan ve olmayan malların fiyat düzeylerini temsil edecek değişkenleri bulmada karşılaşılan zorluklar araştırmacıları bunları temsil edecek gölge (proxy) değişkenler bulmaya yöneltmiştir.

Dutton ve Strauss (1997), sanayi mallarını ve hizmetleri sırasıyla ticarete konu olan ve olmayan mallar için birer gölge değişken olarak kabul etmiş ve Johansen ve Juselius'un (1988, 1990) çok değişkenli eştümleme yöntemini kullanarak on iki ülke için ticarete konu olmayan malların reel döviz kuru davranışının önemli bir belirleyicisi olduğunu bulmuştur. Kakkar ve Ogaki (1999), ABD, İngiltere ve İtalya için yaptıkları çalışmada yöntem olarak Park'ın (1992) kanonik eştümleşim (CCR) yöntemini

kullanmış ve dalgalı kur öncesi dönem için reel döviz kuru ile ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatları arasında ortak bir hareket bulmuştur. Ancak, Kakkar ve Ogaki üç ülke için dalgalı kur öncesi ve sonrası dönemi birlikte ele aldığında aynı bulguları destekler sonuca ulaşamamıştır.

Kakar (2001) tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranını gölge değişken olarak kullanarak CCR yordamı ile Meksika-ABD ikili reel döviz kuru davranışını incelemiş ve ticarete konu olmayan malların görelî fiyatlarındaki kalıcı değişmelerin reel döviz kurunda kalıcı değişiklikler meydana getirdiğini bulmuştur.

Hsieh (1982) ve Yoshikava (1990) reel döviz kurları ile ticarete konu olan ve olmayan mal endüstrilerindeki verimlilikleri Balassa-Samuelson benzeri bir yaklaşımla ilişkilendirmektedir. Hem Hsieh ve hem de Yoshikava verimliliklerle reel döviz kurlarının birlikte hareket etme eğiliminde olduklarını bulmuştur. Ancak, aynı zamanda, döviz kurlarındaki bazı geniş dalgalanmaların verimliliklerdeki değişmeler tarafından yakalanamadığını saptamışlardır. Bu nedenle, ticaret konu olan ve olmayan malların görelî fiyatlarının birlikte hareket ettiği zaman dönemlerini bilmek yararlı olmaktadır.

Balassa-Samuelson modeli ile ilişkilendirilen diğer bir yaklaşım De Gregorio ve diğerleri (1994 a,b)'nin getirdiği yaklaşımdır. Bu yaklaşımda ticarete konu olan ve olmayan malların arz ve talep yanlı belirleyicilerini araştırılmaktadır.

Balassa-Samuelson temelli son yaklaşım ise ticaret konu olmayan mallar için PPP üzerine yoğunlaşmaktadır. Rogers ve Jenkins (1995) ticarete konu olan ve olmayan mallar için PPP'yi ayrı ayrı ele almıştır. Rogers ve Jenkins, PPP ticarete konu olan mallar için geçerli olsa bile, iki mal grubunun genel fiyat endeksleri oluşumu sürecindeki ağırlıkları kararlı olmadığı durumda, ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatlarının reel döviz kurları ile birlikte hareket etmeyebileceğini ifade etmiştir.

Bu bölümde Kakkar (2001) çalışmasında olduğu gibi ticarete konu olmayan malların iki ülkedeki görelî fiyat düzeyleri için tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranı gölge değişken olarak alınmaktadır. Kakkar (2001)'den farklı olarak burada CCR yordamı yerine Johansen ve diğerleri (2001) eştümleşme yöntemi ve Pesaran ve diğerleri (2001) eştümleşme sınır sınaması yaklaşımı kullanılmaktadır. Bu

şekilde eştümleşim ilişkisinin varlığı zaman serilerinde ortaya çıkan yapısal kırılmaları dikkate alınarak araştırılmaktadır.

Bu bölümün ekonometrik yazına orijinal katkısı, 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin etkileri söz konusu iken ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri ile reel döviz kuru arasındaki ilişki birlikte ele alınmasıdır.

Birinci kesimde çözümlemede kullanılan kuramsal model sunulmaktadır. İkinci kesimde tahmin ve sınamalarda kullanılan yöntemler açıklanmaktadır. Üçüncü kesimde ise iki farklı yöntem Türkiye 1986:1-2006:3 dönemi çeyrek yıllık verilerine uygulanmaktadır.

4.1 Model

Bu çalışmada temel alınan model Kakkar ve Ogaki (1999)'dan kaynaklanmaktadır. İki ülkede, Türkiye (TR) ve ABD (US), ticarete konu olan (T) ve ticarete konu olmayan (N) mallar olmak üzere iki tür malın bulunduğu varsayılınsın. Her iki ülke için ticarete konu olan ve olmayan malların geometrik ortalamalarından oluşturulan genel fiyat düzeyleri,

$$p_{j,t} = \psi_j + \delta_j (p_{j,t}^N) + (1 - \delta_j) (p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (4.1)$$

olsun. Burada, δ_j genel fiyat indeksindeki ticarete konu olmayan malların oranını, ψ_j , genel fiyat düzeyinden sapmalara yol açan ölçme hataları gibi faktörleri dikkate alan bir değişkeni temsil etmekte ve ψ_j 'nin durağan olduğu varsayılmaktadır. Nominal döviz kuru e_t ve ticarete konu olan ve olmayan malların görelî fiyatları

$$q_{j,t} = (p_{j,t}^N - p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (4.2)$$

ile belirtilirse, reel döviz kuru,

$$re_t = e_t - p_{TR,t}^{GDP} + p_{US,t}^{GDP} \quad (4.3)$$

olarak ifade edilebilir. Burada p_t^{GDP} , en genel fiyat düzeyi olarak gayri safî yurt içi hasıla gizil deflatörünü göstermektedir. Ülkeler arasında ticarete konu olan mallar

genellikle özdeş olmadığı için, kısa dönemde PPP ticareti yapılan mallar için bile geçerli olmayabilecektir. PPP uzun dönemde ticarete konu olan malların fiyatları için geçerli olduğunda

$$e_t = p_{TR,t}^T - p_{US,t}^T + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

olacaktır. Burada, $\varepsilon_t \sim i.i.d.(0, \sigma^2)$ varsayımı yapılmaktadır. Eşitlik (4.1) ve (4.2) birleştirilerek, reel döviz kuru,

$$re_t = \theta + \delta_{TR}(q_{TR,t}) - \delta_{US}(q_{US,t}) + v_t \quad (4.5)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $v_t = \{\psi_{TR} - \psi_{US}\} - E_t^e \{\psi_{TR} - \psi_{US}\} + \varepsilon_t$, sıfır ortalamalı rassal değişken ve $\theta = E_t^* \{\psi_{TR} - \psi_{US}\}$ 'dir ve iki ülke arasındaki t dönemindeki ölçme hataları farkının beklenen değeri E_t^e ile göstermektedir.

Eşitlik (4.5) reel döviz kurunun uzun dönemde görel fiyatlar ile birlikte hareket edeceğini ima etmektedir. Böyle bir denklemi tahmin edebilmek için her iki ülkenin ticarete konu olan ve olmayan mallarının görel fiyatlarına gereksinim vardır. Bu tür fiyat endekslerini hazır olarak bulmak mümkün değildir. Tek çözüm bu değişkenleri iyi bir şekilde temsil edecek gölge değişkenler üretmektir. Tüketici fiyat endeksleri hane halkları tarafından ortalama olarak tüketilen bir mal sepetine dayanmaktadır. Öte yandan toptan eşya fiyat endeksleri, genel olarak büyük çapta ticareti yapılan tarımsal ve sanayi mallarının bir sepetini baz almaktadır. Sepet içeriklerindeki bu temel farklılık nedeniyle tüketici fiyat endeksleri toptan eşya fiyat endekslerinden daha fazla ticarete konu olmayan mal içerecektir. Bu gerçekten hareketle, ticarete konu olmayan ve olan malların görel fiyatları için gölge değişkenler üretilebilir.

Tüketici ve toptan eşya fiyatları sırasıyla

$$p_{j,t}^{CPI} = \psi_j^{CPI} + \eta_j (p_{j,t}^N) + (1 - \eta_j) (p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (4.6a)$$

$$p_{j,t}^{WPI} = \psi_j^{WPI} + \varphi_j (p_{j,t}^N) + (1 - \varphi_j) (p_{j,t}^T), \quad j = TR, US \quad (4.6b)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada ψ_j^{CPI} ve ψ_j^{WPI} ticarete konu olan ve olmayan malların geometrik ortalamaları ile belirlenemeyen sapmalara neden olan faktörleri temsil etmektedir. Tüketici fiyat endeksleri toptan eşya fiyat endekslerine kıyasla daha fazla ticarete konu olmayan mal bileşimi içerdiğinden $0 < \phi_j < \eta_j < 1$ varsayımı yapılabilir. Eşitlik (4.6a), (4.6b)'ye bölünür ve sonuç logaritmaları cinsinden ifade edilirse

$$\ln(p_{j,t}^{CPI} - p_{j,t}^{WPI}) = \ln(\psi_j^{CPI} / \psi_j^{WPI}) + (\eta_j - \phi_j)q_j, \quad j = TR, US \quad (4.7)$$

elde edilir. Eşitlik (4.7) q_j için çözülür ve bulunan eşitlik (4.4)'te yerine konursa

$$re_t = \zeta + \left(\frac{\delta_{TR}}{\eta_{TR} - \phi_{TR}} \right) \ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}) - \left(\frac{\delta_{US}}{\eta_{US} - \phi_{US}} \right) \ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI}) + \omega_t \quad (4.8)$$

denklemini bulunur. Burada $\zeta = \theta + E^e \left\{ \ln(\psi_{TR}^{CPI} / \psi_{TR}^{WPI}) - \ln(\psi_{US}^{CPI} / \psi_{US}^{WPI}) \right\}$ sabit terimi ve

$$\omega_t = \nu + \left\{ \ln(\psi_{TR}^{CPI} / \psi_{TR}^{WPI}) - \ln(\psi_{US}^{CPI} / \psi_{US}^{WPI}) \right\} - E^e \left\{ \ln(\psi_{TR}^{CPI} / \psi_{TR}^{WPI}) - \ln(\psi_{US}^{CPI} / \psi_{US}^{WPI}) \right\}$$

sıfır ortalamalı bir rassal değişkendir. Eşitlik (4.8) reel döviz kurunu her iki ülkedeki tüketici fiyat endeksi ile toptan eşya fiyat eksinin görelî değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak ifade etmektedir. Bu denklemdeki görelî fiyatlar, ticarete konu olan mallar ile ticarete konu olmayan mallar için gölge değişkenler olarak kullanılabilir. Eşitlik (4.8)'de verilen model uygun yöntemlerle tahmin edilerek parametre tahminlerinin işaretlerinin beklentilere uygunluğu araştırılabilir ve tahmin edilen parametrelerin anlamlılığı sınanabilir.

4.2 Ekonometrik Yöntemler

Bu bölümde eşitlik (4.8)'de sunulan modelin uzun dönem denge parametreleri için iki alternatif yöntem, yani Johansen ve diğerleri (2000) yapısal kırılmalı eşitlikler testi ve Pesaran ve diğerleri (2001) eşitlikler sınırı sınama yöntemleri kullanılarak tahmin edilmektedir. Johansen ve diğerleri (2000) yöntemi bir önceki bölümde detaylı bir şekilde açıklandığı için burada sadece Pesaran ve diğerleri (2000) yöntemini açıklamak yeterli olacaktır.

Kuşkusuz eşitlik (4.8) uzun dönem çok değişkenli eştümleşim yöntemleri ile tahmin edilmeden önce modelde yer alan değişkenlerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekir. Daha önceki bölümlerdeki ampirik çalışmalardan 1986-2006 dönemi aylık verilerinin en azından iki yapısal kırılma içerdiği bilinmektedir. Bu nedenle aynı dönemdeki çeyrek yıllık zaman serisi özelliklerinin incelenmesi açısından en uygun sınaama Lee ve Strazicich (2003) tarafından geliştirilen çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınaaması olacaktır. Bu sınaama istatistiği Bölüm II’de tasvir edilmişti. Model tahmininde çeyrek yıllık veriler kullanıldığından zaman serilerinin çeyrek yıllık sıklıklarda birim kök içerip içermediğinin araştırılması gerekmektedir. Bunun için HEGY sınaaması kullanılmaktadır. HEGY mevsimsel birim kök sınaamasının aylık uyarlaması Bölüm II’de ayrıntılı olarak açıklanmıştı. Bu bölümde sınaamanın çeyrek yıllık uyarlaması kullanıldığı için özelliklerinin açıklanması yararlı olacaktır.

4.2.1 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınaaması

Bir zaman serisinin çeyrek yıllık mevsimsel bir birim kökle birlikte birinci dereceden kendiyle bağlaşımlı süreci

$$Y_t = Y_{t-4} + \varepsilon_t \quad (4.9)$$

şeklinde ifade edilebilir. HEGY (1990) genel olarak çeyrek yıllık veriler için aşağıdaki modele dayanan bir mevsimsel birim kök sınaaması önermiştir.

$$\Delta_4 Y_t = \sum_{s=2}^4 \alpha_s D_{st} + \beta t + \pi_1 Y_{1,t-1} + \pi_2 Y_{2,t-1} + \pi_3 Y_{3,t-2} + \pi_4 Y_{3,t-1} + \varepsilon_t \quad (4.10)$$

urada D_{st} mevsimsel kukla değişken, t yönelimi temsil etmektedir. $Y_{1t} = (1 + L + L^2 + L^3)Y_t$, $Y_{2t} = -(1 - L + L^2 - L^3)Y_t$ ve $Y_{3t} = -(1 - L^2)Y_t$ olarak tanımlanmıştır. Eğer $\pi_1 = 0$ ise seri sıfır frekansta mevsimsel olmayan bir olasılıksal mevsimsellik içermektedir. Eğer $\pi_2 = 0$ ise bu, yarıyıllık frekansta bir birim kök anlamına gelmektedir. Eğer $\pi_3 = 0$ ve $\pi_4 = 0$ ise seri $-i$ ve i köklerini dolayısıyla mevsimsel birim kökü içermektedir. HEGY (1990) t ve F istatistikleri için pür mevsimsellik, kaymalı, kaymalı yönelimli, kaymalı mevsimsel kuklalı, kaymalı yönelimli mevsimsel kuklalı modellerden türetilen kritik değerleri sunmaktadır.

4.2.2 Pesaran, Shin ve Smith (2001) Sınır Sınaması Yaklaşımı

Son yirmi yıldaki ekonometrik uygulamalar dikkate alındığında değişkenlerin düzeyleri arasında uzun dönemde mevcut olabilecek ilişkileri sınamak için çok çaba harcandığı gözlemlenmektedir. Bu çözümlenmelerin çoğunluğu eştümleşim tekniğinin kullanımına dayanmakta ve genelde birinci derece tümleşik değişkenler arasındaki ilişkiler üzerine yoğunlaşmaktadır. Farklı bir yaklaşım değişkenlerin tümleşme derecesini dikkate almayan Pesaran ve diğerleri (2001) tarafından geliştirilen eştümleşim yaklaşımıdır. Sınır sınaması yaklaşımı olarak bilinen bu yaklaşım kendiyile bağlaşımlı dağıtılmış gecikmeli (ARDL) modellere dayanmakta ve küçük örneklerde de uygulanabilmektedir. Sınama önce Y_t içsel, X_t dışsal değişkenleri göstermek üzere ve $Z_t = [Y_t \ X_t]$ olmak üzere aşağıdaki kısıtlanmamış hata düzeltme modelinin (UECM) tahmini gerekmektedir.

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + \Pi Z_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (4.11)$$

Burada, Δ fark işlemcisini, t belirlenimsel yönelimi, $D_{m,t}$ kukla değişkenleri, ε_t ise sıfır ortalamalı ve Ω kovaryans dizeyine sahip bağımsız ve özdeş dağılan bir hata terimini göstermektedir. γ , belirlenimsel yönelim parametresi; Π , p değişken sayısı ve $\Pi = [\pi_1 \ \pi_2 \ \dots \ \pi_p]$ olmak üzere içsel ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmelerine ait parametre yöneyi; Γ , k gecikme sayısı olmak üzere gecikmeli farklara ait parametre yöneyi ve Ψ_m ise kukla değişken parametre vektörüdür. Buna göre sınır sınamasında eştümleşimsizlik sıfır önsavı

$$H_0 : \Pi = 0 \quad (4.12)$$

şeklinde ifade edilebilir. Yani eştümleşimsizlik için, içsel ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmelerine ait parametrelerin tümü sıfıra eşit olmalıdır. Pesaran ve diğerleri (2001) bu önsavın sınanması için bir Wald istatistiği önermiştir. Sınama ile ilgili asimptotik kritik değerler alt ve üst sınırlar için hesaplanarak ilgili çalışmada tablolatırılmıştır. Hesaplanan F istatistiği Pesaran ve diğerleri (2001) alt kritik değerlerinden küçük olduğunda değişkenler arasında eştümleşim ilişkisi olmadığına karar verilir. F

istatistiğinin hesaplanan değeri alt ve üst kritik değerler arasında kaldığında eştümleşim için herhangi bir sonuç çıkarılamamakta ve alternatif yöntemlere başvurulması gerekmektedir. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran üst kritik tablo değerinden büyük olduğunda değişkenler arasında eştümleşim ilişkisinin var olduğu yönünde karar verilmektedir. Burada UECM için gecikme sayısının belirlenmesinde Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi model seçim ölçütlerinden yararlanılabilir.

Değişkenler arasında eştümleşim söz konusu olduğunda ARDL modelleri kurularak uzun ve kısa dönem ilişkileri belirlenebilir. p 'nin değişken ve k 'nın gecikme sayısını gösterdiği varsayılırsa $ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p)$ modeli,

$$Y_t = c_0 + c_1 t + \sum_{i=1}^k \pi_{1,i} Y_{t-i} + \sum_{i=1}^k \pi_{2,i} X_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (4.13)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $\sum_{i=1}^k$ terimleri hata düzeltme dinamiğini temsil etmektedir ve uygun gecikme uzunlukları için yine Akaike, Schwarz ve Hannan-Quinn gibi model seçim ölçütlerinden yararlanılabilir. $ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p)$ modelinden yararlanılarak uzun dönem ve kısa dönem ilişkilerinin tahmini yapılabilir. Gecikme işlemcisi kullanılarak $ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p)$ modeli

$$A(L)Y_t = c_0 + c_1 t + B(L) \sum_{i=0}^k X_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (4.14)$$

olarak ifade edilebilir. Eğer Y_t yalnız bırakılırsa,

$$Y_t = c_0 \frac{1}{A(L)} + c_1 t \frac{1}{A(L)} + \frac{B(L)}{A(L)} \sum_{i=0}^k X_{t-i} + \frac{1}{A(L)} \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (4.15)$$

ifadesine ulaşılır ve buradan uzun dönem katsayıları elde edilebilir.

Kısa dönem dinamiklerinin belirlenmesi için $ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p)$ yaklaşımına dayalı hata düzeltme modeli (ECM) şu şekildedir:

$$\Delta Y_t = c_0 + c_1 t + c_2 EC_{t-1} + \sum_{i=1}^k \Gamma_i \Delta Z_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

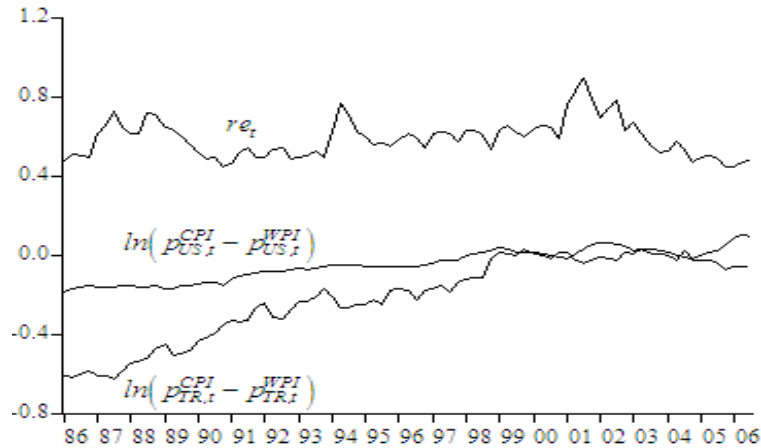
Burada EC_{t-1} , hata düzeltme teriminin bir gecikmeli değerleridir. Bu değişkenin katsayısı kısa dönem dengesizliğinin dönemden döneme ne kadarının düzeleceğini göstermektedir.

4.3 Veri Seti ve Ampirik Bulgular

Bu bölümde International Financial Statistics (IFS)'ten alınan ve 1986:1-2006:3 dönemini kapsayan çeyrek yıllık veriler kullanılmaktadır. Gayrisafi Yurtiçi Hasıla gizil deflatörü taban alınarak hesaplanan TL ve \$ ikili reel döviz kurunun logaritması re_t ile gösterilmektedir. Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri yerine gölge değişken olarak tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranının logaritmasını $\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{CPI})$ ve ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri yerine gölge değişken olarak tüketici fiyatlarının toptan eşya fiyatlarına oranının logaritmasını $\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{CPI})$ temsil etmektedir. Eşitlik (4.8)yenide şu şekilde tanımlanabilir:

$$re_t = \zeta + \left(\frac{\delta_{TR}^{(+)}}{\eta_{TR} - \phi_{TR}} \right) \ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{CPI}) + \left(\frac{\delta_{US}^{(-)}}{\eta_{US} - \phi_{US}} \right) \ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{CPI}) + \omega_t \quad (4.15)$$

Burada tahmin edilecek olan uzun dönem parametrelerin işaretleri ile ilgili iktisadi beklentiler her bir parametre üzerinde gösterilmektedir.



Şekil 4.1 Reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin zaman grafiği

Serilere ait zaman serisi grafiğini gösteren Şekil 4.1 incelendiğinde Türkiye ve ABD için ticarete konu olmayan malların fiyatlarının zaman içerisinde bir pozitif yönelime sahip olduğu görülmektedir. Ancak bu pozitif yönelimin belirlenimsel mi yoksa olasılıksal mı olduğu konusunda formel sınamaları uygulamadan karar vermek mümkün değildir. Reel döviz kuru serisi zaman içerisinde diğer iki seriye kıyasla daha düzensiz bir seyir izlemesine karşın 1994 ve 2001 krizlerinin etkisi görülmektedir. Bu krizlerin seride birer yapısal kırılma olarak yer alıp almadığı ancak yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök sınamaları uygulandıktan sonra belirlenebilir. Birim kök sınamaları ile serilerin durağanlıkları sınanamadan önce kullanılan seriler çeyrek yıllık olduğundan olasılıksal mevsimsellik özelliklerinin araştırılması gerekir.

Serilerin mevsimsellik özelliklerinin incelenmesi için HEGY sınaması kullanılmaktadır. Seriler ait HEGY (1990) mevsimsel birim kök sınama sonuçları Tablo 4.1’de verilmektedir.

Tablo 4.1 HEGY Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	Model	k	$\pi_1 = 0$		$\pi_2 = 0$		$\pi_3 = 0$		$\pi_4 = 0$	$\pi_3 \cap \pi_4$
			$\pi_1 < 0$	$\pi_2 < 0$	$\pi_3 < 0$	$\pi_4 < 0$	$\pi_4 > 0$	$\pi_3 \neq 0$	$\pi_3 \neq 0$	
re_t	None	0	0.164	-5.367 ^a	-3.303 ^b	-4.605 ^a	-4.605 ^a	20.083 ^a		
	μ	0	-1.620	-5.468 ^a	-3.538 ^b	-4.426 ^a	-4.426 ^a	20.486 ^a		
	μ , trend	12	-2.071	-5.459 ^a	-2.378 ^a	-5.200 ^a	-5.200 ^a	19.462 ^a		
	μ , s.d.	0	-1.570	-5.411 ^a	-3.503 ^b	-4.399 ^a	-4.399 ^a	20.179 ^a		
	μ , trend, s.d.	12	-2.008	-5.404 ^a	-2.361	-5.153 ^a	-5.153 ^a	19.167 ^a		
$\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	None	12	-2.824	-2.540	-2.693	-2.393 ^b	-2.393 ^b	7.177 ^a		
	μ	13	-2.113	-3.125 ^b	-2.047	-1.545	-1.545	3.290 ^b		
	μ , trend	0	-1.749	-3.944 ^a	-4.389 ^a	-5.326 ^a	-5.326 ^a	36.558 ^a		
	μ , s.d.	0	-2.247	-2.549	-2.612	-2.220 ^b	-2.220 ^b	6.446 ^a		
	μ , trend, s.d.	12	-2.396	-4.026 ^a	-4.737 ^a	-4.983 ^a	-4.983 ^a	37.553 ^a		
$\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	None	0	-1.865	-6.377 ^a	-4.002 ^a	-5.060 ^a	-5.060 ^a	29.633 ^a		
	μ	0	-1.856	-6.351 ^a	-4.012 ^a	-5.011 ^a	-5.011 ^a	29.412 ^a		
	μ , trend	0	-1.819	-6.232 ^a	-3.886 ^a	-4.926 ^a	-4.926 ^a	28.033 ^a		
	μ , s.d.	0	-1.098	-6.206 ^a	-3.881 ^a	-4.895 ^a	-4.895 ^a	28.823 ^a		
	μ , trend, s.d.	0	-1.054	-6.084 ^a	-3.754 ^a	-4.814 ^a	-4.814 ^a	27.441 ^a		

Not: a, b, c sırasıyla %1, %5 ve % 10 düzeyinde istatistiksel anlamlılıkları göstermektedir. Kullanılan kritik değerler HEGY (1990) tablosundan alınmıştır.

Tablo 4.1 incelendiğinde serilerin genel olarak olasılıksal mevsimsellik içermediği görülmektedir. Dolayısıyla herhangi bir mevsimsel düzeltmeye gitmeye gerek yoktur.

Serilerin tek değişkenli zaman serisi özelliklerinin sınanması için bundan sonraki birim kök sınaması olarak Lee ve Strazicich (2003) tarafından önerilen birden çok yapısal kırılmalı minimum LM birim kök sınaması kullanılmaktadır. Lee ve Strazicich (2003) birim kök sınaması sonuçları Tablo 4.2’de sunulmuştur.

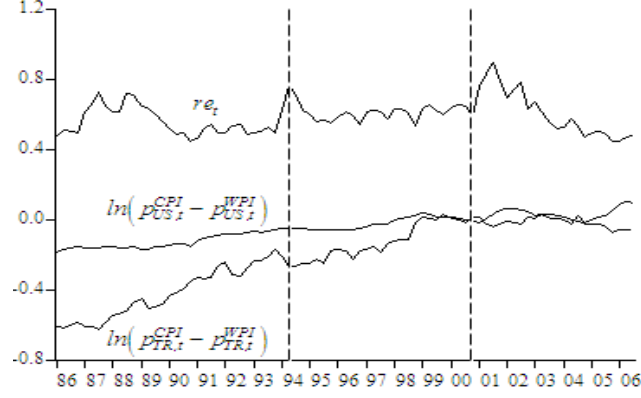
Tablo 4.2 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	Model	Gecikme	Kırılma		t -istatistiği	%5 Kritik Değer
			Tarihi	λ		
re_t	Düzye ve Eğim Kırılması	0	1994:1	0.4	-5.074	-5.65
			2000:3	0.7		
$\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	Düzye ve Eğim Kırılması	13	1994:3	0.4	-3.563	-5.65
			2000:4	0.7		
$\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	Düzye ve Eğim Kırılması	13	1991:1	0.2	-5.079	-5.71
			2003:4	0.8		

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)’ten alınmıştır.

Tablo 4.2 incelendiğinde serilerin düzeylerinde durağan dışı olduğu görülmektedir. Lee ve Strazicich (2003) iki yapısal kırılmalı birim kök sınaması ayrıca reel döviz kuru ve Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinde yapısal kırılmalar olduğuna işaret etmektedir. Her iki seri için de yapısal kırılmaların 1994 ve 2001 ekonomik krizlerine işaret etmesi ilginç bir sonuçtur. ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinde ise yapısal kırılmalar 1991:1 ve 2003:4 dönemlerinde ortaya çıkmaktadır. Serilerin her biri için düzeylerde birinci derece durağan dışılığın söz konusu olması çözümlemenin bundan sonraki kısmı için Johansen ve diğerleri (2000) tarafından geliştirilen ve uzun dönem denge ilişkisi içerisinde iki yapısal kırılmanın varlığına izin veren eştümleşim sınamasının kullanımının uygun olduğunu belirtmektedir. Reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların görece fiyatları arasındaki uzun dönemli ilişki incelenirken kırılma dönemleri 1994:1 ve 2000:3

alınarak eştümleşim çözümlenmesi yapılmaktadır. Buna göre dikey kesikli çizgiler kırılma dönemlerini göstermek üzere serilere ait zaman grafiği Şekil 4.2’de verilmektedir.



Şekil 4.2 Yapısal kırılmalarla birlikte reel döviz kuru ve ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin zaman grafiği

4.3.1 Johansen ve diğerleri (2000) Yaklaşımı ile Tahmin

Eşitlik 4.15 için $H_c(r)$ ve $H_l(r)$ modellerinin sırasıyla tahmininden elde edilen Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim iz sınaması sonuçları Tablo 4.3’te sunulmuştur. Burada uygun gecikme uzunluğunun seçimi için Akaike model seçim kriteri kullanılmış ve $k = 1$ olarak belirlenmiştir. Ayrıca yapılan belirginleştirme sınamaları sonucunda iyi belirlenmiş olduğu saptanmasından dolayı $H_l(r)$ modelinde kalıntıları normalleştirmek için müdahale kukla değişkenlerinin kullanılmasına gerek duyulmamaktadır.²⁰ İz sınaması sonuçlarına göre uzun dönemde düzey kırılmalarına olanak tanıyan $H_c(r)$ modeli için eştümleşimsizlik sıfır önsavı reddedilemezken, uzun dönemde düzey ve eğim kırılmalarını içeren $H_l(r)$ modeli için bir adet eştümleştirici yöney ($r = 1$) bulunmuştur. Dolayısıyla reel döviz kuru ile ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri arasında uzun dönemi bir ilişki söz konusudur.

²⁰ Çok değişkenli normallik sınaması sonuçları çarpıklık için 4.282 (p -değeri=0.233), basıklık için 2.117 (p -değeri=0.547) ve sistem için 6.406 (p -değeri=0.379) olarak sıralanmaktadır. Bu sonuçlara göre VECM kalıntıları normal dağılmaktadır. Ayrıca, VECM kalıntıları için Breusch-Godfrey LM serisel ilişki sınaması istatistiği bir gecikme için 0.586 (p -değeri=0.443) ve kendisiyle bağımlı koşullu çok değişirlilik (ARCH) sınaması istatistiği yine bir gecikme için 0.088 (p -değeri=0.766) olarak bulunmaktadır. Dolayısıyla VECM iyi belirlenmiş bir modeldir.

Tablo 4.3 Johansen ve diğerleri (2000) İz Sınaması Sonuçları

$H_0 (H_1)$	$Model H_c(r)$	$Model H_l(r)$
$r = 0 (r \geq 1)$	36.750 (51.815)	83.187 (75.018)*
$r = 1 (r \geq 2)$	17.140 (32.436)	40.265 (48.515)
$r = 2 (r \geq 3)$	4.17 (16.301)	17.325 (25.022)

* Kritik değerler parantez içerisinde ve Johansen ve diğerleri (2000)'de önerildiği gibi Gamma dağılımı kullanılarak türetilmektedir.

Bir adet eştümleştirici yöney veri iken VECM üzerindeki kısıtlamalara dayanan LR sınamaya istatistikleri Tablo 4.4'te sunulmuştur. Bireysel dışlanma sınamaya sonuçları üç değişkenin de eştümleşim uzayında yer aldığını göstermektedir. Bu aynı zamanda kırılan bir yönelim etrafındaki durağanlığın reel döviz kuru ile her iki ülke için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleriyle olan doğrusal bileşimlerinden geldiğini göstermektedir. Tablo 4.4 aynı zamanda uzun dönem denge ilişkisi içerisinde yapısal kırılmaların etkisinin söz konusu olduğunu da ima etmektedir. Çünkü gerek 1994:1 ve gerekse 2000:3'te meydana gelen kırılmaların arasında kalan dönemlerin istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde birbirlerinden farklı oldukları görülmektedir.

Zayıf dışsallık sıfır önsavları reel döviz kuru için reddedilirken Türkiye ve ABD ticarete konu olmayan mallarının fiyat düzeyleri için reddedilememektedir. Bu sonuca göre reel döviz kurunun içsel olduğu rahatlıkla söylenebilir. Ayrıca anlamlı bulunan reel döviz kuruna ait ayarlanma katsayısı uzun dönem dengesizliğinin yaklaşık %37'sinin bir çeyrekte giderileceğini göstermektedir. Reel döviz kurunun içsel olarak bulunması ve eştümleşim uzayında yer alan diğer değişkenlerin dışsal olması normalizasyon işleminin hangi değişken üzerinde yapılacağına da açıklık getirmektedir. Buna göre normalizasyon işlemi reel döviz kuru üzerinde yapılmalıdır. Uzun dönem katsayıları Tablo 4.5'te verilmiştir.

Tablo 4.4 VECM Kısıtlama Sınama İstatistikleri

<i>Sıfır Önsavları</i>	H_0	<i>LR -istatistiği</i>
<i>Bireysel Dışlanma</i>		
re_t	$\beta_{re} = 0$	7.117 (0.008)
$\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	$\beta_{\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})} = 0$	5.132 (0.023)
$\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	$\beta_{\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})} = 0$	4.301 (0.035)
<i>Uzun Dönem Kırılmaları</i>		
1994:1	$\gamma_1 = \gamma_2$	5.201 (0.020)
2000:3	$\gamma_2 = \gamma_3$	3.956 (0.045)
<i>Zayıf Dışsallık</i>		
re_t	$\alpha_{re} = 0$	20.214 (0.000)
$\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})$	$\alpha_{\ln(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI})} = 0$	3.809 (0.061)
$\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})$	$\alpha_{\ln(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI})} = 0$	3.189 (0.075)

Not: marjinal anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmektedir.

Tablo 3.5'te sunulan uzun dönem denge ilişkisi için herhangi bir tanımlanma sorunu söz konusu olmadığından ve tüm seriler logaritmik formda kullanıldığından tahmin edilen katsayılar uzun dönem elastikyetleri olarak yorumlanabilir (Johansen, 2002). Buna göre ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri sabitken Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki %1 artış reel döviz kurunda %0.653 artışa neden olacaktır. Aynı şekilde Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri sabitken ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki %1 artış reel döviz kurunda %1.002 azalışa neden olacaktır. Burada dikkat edilmesi gereken husus her iki parametrenin de eşitlik (4.15)'te belirtilen iktisadi

beklentilere uygun olmasıdır. Şekil 4.3 dikey kesikli çizgiler kırılma dönemlerini göstermek üzere uzun dönem durağan denge ilişkisini sunmaktadır.

Tablo 4.5 Johansen ve diğerleri (2000) Uzun Dönem Tahmin Sonuçları

$\ln\left(\frac{P_{TR,t}^{CPI}}{P_{TR,t}^{WPI}}\right)$	$\ln\left(\frac{P_{US,t}^{CPI}}{P_{US,t}^{WPI}}\right)$	tE_1	tE_2	tE_3
0.653	-1.002	-0.0122	0.0021	-0.0376

Uzun dönem düzeyi Johansen ve diğerleri (2000) yaklaşımı kullanılarak elde edilen tüm düzey ve kısa dönem parametreleri uzun dönem düzeyi

$$\begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ tE_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} re_t & \ln\left(\frac{P_{TR,t}^{CPI}}{P_{TR,t}^{WPI}}\right) & \ln\left(\frac{P_{US,t}^{CPI}}{P_{US,t}^{WPI}}\right) & tE_{1,t} & tE_{2,t} & tE_{3,t} \end{bmatrix}' \text{ olmak üzere}$$

$$\alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.2717 \\ 0.0480 \\ -0.0129 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & -3.0059 & 3.2258 & 0.0384 & 0.0186 & 0.0694 \end{bmatrix}$$

$$\Pi = \alpha \begin{bmatrix} \beta \\ \gamma \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.2717 & 0.8166 & -0.8763 & -0.0104 & -0.0050 & -0.0188 \\ 0.0480 & -0.1442 & 0.1548 & 0.0018 & 0.0009 & 0.00033 \\ -0.0129 & 0.0387 & -0.0416 & -0.0005 & -0.0002 & -0.0009 \end{bmatrix}$$

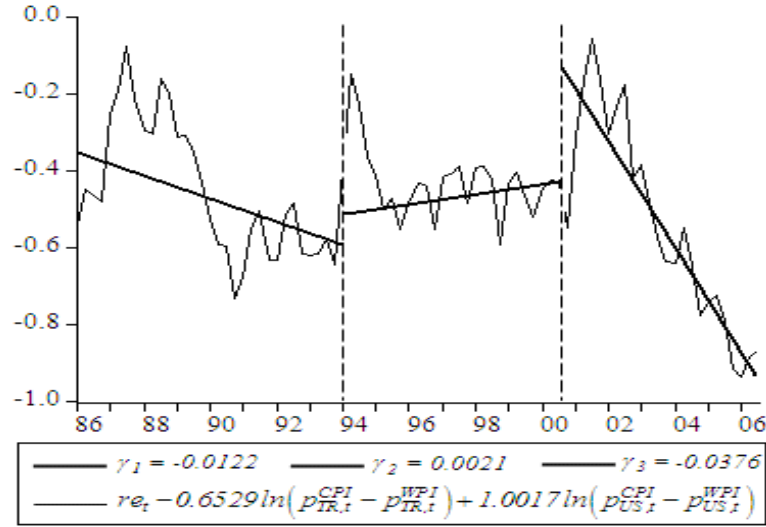
şeklindedir. Kısa dönem düzey parametre matrisi μ ise şu şöyledir:

$$\mu = \begin{bmatrix} 0.2634 & 0.1870 & 1.2018 \\ -0.0325 & -0.0242 & -0.2106 \\ 0.0163 & 0.0112 & 0.0552 \end{bmatrix}, t\text{-istatistikleri: } \begin{bmatrix} 6.4586 & 5.7203 & 6.4806 \\ -2.0969 & -1.9488 & -2.9893 \\ 2.8902 & 2.4892 & 2.1533 \end{bmatrix}.$$

$k=1$ ve $q=3$ iken $D_{2,t-1}$ ($t=1994:2$ için etki kuklası) ve $D_{3,t-1}$ ($t=2000:4$ için etki kuklası) için kısa dönem parametre yöneyleri şu şekilde tahmin edilmiştir.

$$\Psi_{2,1} = \begin{bmatrix} 0.2010 \\ -0.0579 \\ 0.0006 \end{bmatrix}, t\text{-istatistikleri: } \begin{bmatrix} 2.8980 \\ -2.1980 \\ 0.0613 \end{bmatrix} \text{ ve}$$

$$\Psi_{3,1} = \begin{bmatrix} -0.1945 \\ 0.0492 \\ -0.0133 \end{bmatrix}, t\text{-istatistikleri: } \begin{bmatrix} -2.7289 \\ 1.8178 \\ -1.3515 \end{bmatrix}.$$



Şekil 4.3 Uzun Dönem Denge İlişkisi

4.3.2 Pesaran ve diğerleri (2001) Yaklaşımı ile Tahmin

Eşitlik (4.15)'in sınır sınaması yaklaşımı ile tahmini için ilk önce eşitlik (4.11)'de verilen kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Tablo 4.6 UECM modelinin tahminine dayanan sınır sınaması sonuçlarını göstermektedir. Burada gecikme uzunluğunun belirlenmesi için Akaike model seçim ölçütü kullanılmış ve uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. p eşitliğinin sağında yer alan açıklayıcı değişken sayısını göstermektedir.

Tablo 4.6 Pesaran ve diğerleri (2001) Sınır Sınaması Sonuçları

p	F -istatistiği	Kritik Değerler (%5)	
		Alt Sınır	Üst Sınır
2	8.931	4.870	5.850

Not: Alt ve üst sınır kritik tablo değerleri Pesaran diğerleri (2001)'deki Tablo CI(V) 'ten alınmaktadır.

Tablo 4.6'da görüldüğü gibi UECM modelinden elde edilen F istatistiği Pesaran ve diğerleri (2001)'de verilen üst sınır kritik tablo değerinden büyüktür. Dolayısıyla eştümleşimsizlik sıfır önsavı reddedilmektedir. Değişkenler arasında eştümleşimin varlığı belirlendikten sonra $ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p)$ modeli ile uzun ve kısa dönem ilişkileri

tahmin edilebilir. ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p) modeli için tahmin sonuçları Tablo 4.7’de sunulmuştur. Gecikme uzunluğunun seçimi için Akaike model seçim ölçütü kullanılmış ve model ARDL(1,1,0) olarak belirlenmiştir. Ayrıca Lee ve Strazicich (2003) birim kök sınavında kırılan düzey ve yönelim modeline göre yapısal kırılma olarak belirlenen 1994:1 ve 2000:3 dönemleri için birer kukla değişken ARDL(k_1, k_2, \dots, k_p) modeline katılmıştır. (Ertaş ve Ertaş, 2007). Tanımlanma sınav sonuçlarına göre ARDL(1,1,0) modeli iyi bir model olarak belirlenmiştir.²¹

Tablo 4.7 ARDL(1,1,0) Modelinin Tahmin Sonuçları

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t-istatistiği</i>	<i>Marjinal Anlamlılık Düzeyi</i>
re_{t-1}	0.582	7.097	0.000
$\ln(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})_t$	-1.028	-3.358	0.001
$\ln(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})_{t-1}$	1.694	5.824	0.000
$\ln(p_{US}^{CPI} - p_{US}^{WPI})_t$	0.693	1.919	0.059
C	0.467	2.875	0.005
T	-0.018	-4.203	0.000
D_1	0.006	3.853	0.000
D_2	0.002	3.144	0.002

Not: Burada D_1 ve D_2 , reel döviz kurundaki yapısal kırılmaları göstermektedir ve sırasıyla 1994:1’e kadar sıfır ve 1994:1’den ileriye doğru bir yönelim ve 2000:3’e kadar sıfır ve 2000:3’ten ileriye doğru bir yönelim değerini almaktadır.

Tablo 4.7’de tahmin sonuçları verilen ARDL(1,1,0) modelinden elde edilen uzun dönem katsayıları ise Tablo 4.8’de sunulmaktadır. ARDL(1,1,0) modelinden elde

²¹ ARDL(1,1,0) modelinin düzeltilmiş determinasyon katsayısı 0.799 olarak bulunmuştur. Modelin kalıntıları için normallik sınavı istatistiği 1.345 (p -değeri=0.510), Breusch-Godfrey LM serisel ilişim sınavı istatistiği dört gecikme için 5.258 (p -değeri=0.262) ve ARCH sınavı istatistiği bir gecikme için 1.583 (p -değeri=0.208) olarak bulunmuştur. Bu sonuçlara göre ARDL(1,1,0) modeli iyi belirlenmiş bir modeldir.

edilen uzun dönem katsayıları incelendiğinde tüm düzey tahminlerinin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ancak Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri eşitlik 4.15'te belirtilen iktisadi beklentilerle uyumlu iken ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri uzun dönem katsayısının işaretinin negatif olarak tahmin edilmesi nedeniyle iktisadi beklentilerle uyumlu değildir. ARDL(1,1,0) modelinden elde edilen uzun dönem katsayıları; ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri sabitken Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki %1 artışın reel döviz kurunda uzun dönemde %1.593 artışa neden olduğunu, aynı şekilde Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri sabitken ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki %1 artışın Türkiye için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerini uzun dönemde %1.657 arttıracığını ima etmektedir. 1994:1 ve 2000:3 yapısal kırılmalarını temsil eden kukla değişkenlerin katsayıları istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde sıfırdan farklı olduğu tahmin edilmiştir. Dolayısıyla her iki yapısal kırılmaların da uzun dönem ilişkisi üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu söylenebilir.

Tablo 4.8 ARDL(1,1,0) Uzun Dönem Katsayıları

$\ln\left(p_{TR,t}^{CPI} - p_{TR,t}^{WPI}\right)$	$\ln\left(p_{US,t}^{CPI} - p_{US,t}^{WPI}\right)$	C	T	D_1	D_2
1.593	1.657	1.117	-0.043	0.013	0.005
(0.030)	(0.022)	(0.012)	(0.000)	(0.000)	(0.002)

Not: Parantez içerisindeki ifadeler t -istatistiklerine ait marjinal anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

Değişkenlerin arasındaki uzun dönem denge ilişkisinden elde edilen hata düzeltme teriminin gecikmeli değerlerinin de yer aldığı kısa dönemli dinamiklerin tahminleri Tablo 4.9'da verilmiştir. Sonuçlar incelendiğinde hata düzeltme terimi katsayısının -0.418 olarak tahmin edildiği görülmektedir. Bu uzun dönem dengesizliğinin yaklaşık %37'sinin her çeyrek yılda ortadan kalkacağını göstermektedir.

Tablo 4.9 ARDL(1,1,0) Modelinin Denge Düzeltme Formu

<i>Değişkenler</i>	<i>Katsayı</i>	<i>t-istatistiği</i>	<i>Marjinal Anlamlılık Düzeyi</i>
re_{t-1}	0.582	7.097	0.000
$\Delta \ln(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})$	-1.028	-3.358	0.001
$\Delta \ln(p_{TR}^{CPI} - p_{TR}^{WPI})_t$	0.693	1.919	0.059
C	0.467	2.875	0.005
T	-0.018	-4.203	0.000
D_1	0.006	3.853	0.000
D_2	0.002	3.144	0.002
EC_{t-1}	-0.418	-5.105	0.000

Not: Burada D_1 ve D_2 , reel döviz kurundaki yapısal kırılmaları göstermektedir ve sırasıyla 1994:1'e kadar sıfır ve 1994:1'den ileriye doğru bir yönelim ve 2000:3'e kadar sıfır ve 2000:3'ten ileriye doğru bir yönelim değerini almaktadır.

BÖLÜM V

ULUSLARARASI PARİTE KOŞULLARININ MODELLENMESİ

Uluslararası parite koşulları açık ekonomiler için geliştirilen bir çok makro modelde olduğu gibi genel olarak uluslararası finans ekonomisinin de temelini oluşturmaktadır. Satınalma gücü paritesi ve karşılanmamış faiz paritesi gibi uluslararası parite koşulları ile ilgili dikkate değer bir çok ampirik çalışma olmasına karşın, konuyla ilgili yazında bu tip parite koşullarının müşterek olarak modellenmesi üzerine yoğunlaşan çalışmaların sayısının oldukça az olduğu göze çarpmaktadır.²² Bu noktada Juselius ve MacDonald (2003), uluslararası parite koşullarının müşterek olarak modellenmesiyle her bir bireysel parite koşuluna dayanan ekstra bilginin dikkate alınması sayesinde daha sağlıklı sonuçlara ulaşılabileceğini ifade etmektedir

Bu bölümde dört uluslararası parite koşulunun uzun dönem geçerliliği sınanmaktadır. Türkiye için uluslararası parite koşullarının müşterek olarak sınanan ampirik çalışmalar oldukça sınırlıdır.²³ Çalışma, özellikle Türkiye’de son dönemde yaşanan krizlerin etkilerini de çözümlene kapsamına aldığı için bilindiği kadarıyla bu konuda yapılan ilk ampirik çalışma olma niteliğindedir.

Birinci kesimde uluslararası finasta geçerli olan dört pariteye ilişkin temel kavram ve kurallar üzerinde durulmaktadır. İkinci kesimde parite koşulları için kuramsal bir iskelet oluşturulmaktadır. Kesim üçte Türkiye için uluslararası parite koşullarına ilişkin yazın kısaca gözden geçirilmektedir. Kullanılan ekonometrik yöntemler kesim dördte anlatılmaktadır. Kesim beşte model tahmininde kullanılan verilerin nasıl elde edildiği tartışılmakta ve uluslararası parite koşulları görsel olarak anlatılmaktadır. Kullanılan serilerin durağanlık özellikleri altıncı kesimde incelenmektedir. Kesim yedide ise Türkiye’de 1990:01-2006:07 dönemi için

²² Johansen ve Juselius, 1992; Juselius, 1991, 1995; MacDonald ve Marsh, 1997,1999; Juselius ve MacDonald, 2002, 2003, 2004 ve Johansen ve diğerleri, 2000 dışında.

²³ Her ne kadar Metin (1994), Gökçan ve Özmen (2002) ve Özmen ve Gökçan (2004) çalışmaları söz konusu olsa da bu çalışmaların bir takım kısıtlamaları söz konusudur. Bu konu ileriki kesimlerde tartışılmaktadır.

uluslararası parite koşullarının geçerli olup olmadığını belirlemek için eştümleşme sınaması yapılmakta ve uluslararası parite koşullarının geçerliliği araştırılmaktadır.

5.1 Uluslararası Parite Koşulları

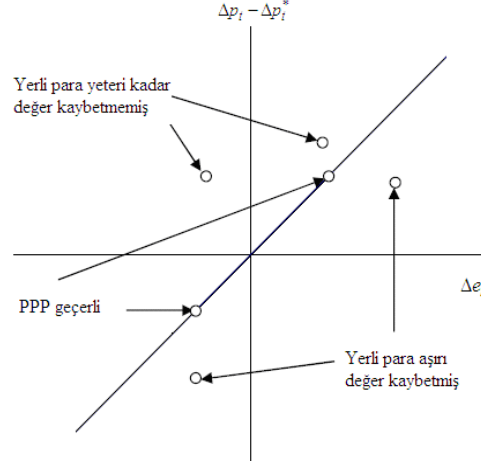
Uluslararası serbest piyasa koşulları, ülkelerde bir dizi ekonomik ve mali değişken arasında denge sağlayacak biçimde etkiler doğurmaktadır. Piyasaların işleyişinin engellenmediği durumlarda, uluslararası ilişki içinde olan ülkelerin enflasyon oranları, döviz kurları ve faiz oranları arasında denge ilişkilerini ortaya çıkarmaktadır. Parite koşulları adı verilen bu ilişkiler, uluslararası finans ekonomisinin temelini oluşturmaktadır.

Finans pariteleri ile döviz kurları arasında sürekli bir karşılıklı etkileşim söz konusudur. Bu nedenle döviz kurlarının belirlenmesinde finans paritelerinin rolünün dikkate alınması gerekir.

Uluslararası finasta arbitraj faaliyetlerinin sonucunda ortaya çıkan parite koşulları i) Satınalma Gücü Paritesi, ii) Faiz Oranı Paritesi ve iii) Fisher Paritesi olarak sıralanabilir. Bu koşullardan en çok yaygın kullanım alanı olan ve oldukça da tartışmalı bir konu olarak karşılaşılan parite koşulu bu tezin de konusunu oluşturan satınalma gücü paritesidir.

Önceki bölümlerde ayrıntılı bir şekilde tartışılan satınalma gücü paritesi (daha doğrusu göreceli satınalma gücü paritesi), kısaca yerli ülkedeki enflasyon yabancı ülkedeki enflasyondan daha yüksek olduğunda yerli paranın değer kaybedeceğini ve bu değer kaybının iki ülke arasındaki enflasyon farkına eşit olacağını ima etmektedir. PPP ilişkisi Şekil 5.1’de grafik olarak sunulmaktadır. Burada Δp_t ve Δp_t^* sırasıyla yerli ve yabancı ülke enflasyonlarını, Δe_t ise nominal döviz kuru değişimlerini göstermektedir. Orijinden 45 derecelik açıyla geçen doğrunun üzerindeki noktalar nominal döviz kuru değişimlerinin iki ülke arasındaki enflasyon farkına eşit olduğunu, dolayısıyla PPP’nin geçerli olduğunu göstermektedir. 45 derecelik doğrunun sağ aşşağısında kalan noktalarda yerli para aşırı değer kaybetmektedir, yani nominal döviz kurundaki artış iki ülke arasındaki enflasyon farkından daha yüksektir. 45 derecelik doğrunun sol yukarisında

kalan noktalar ise yerli paranın iki ülke arasındaki enflasyon farkını yansıtacak kadar değer kaybetmediğini göstermektedir.



Şekil 5.1 Satınalma gücü paritesi ilişkisi

Daha önceki bölümlerde PPP'den sapmaların nedenleri ayrıntılı olarak tartışılmıştı. Bu bağlamda döviz kuru değişimlerinin açıklanmasıyla ilgili olarak PPP'nin süregelen davranış gösterme eğiliminde olmasının nedenlerinden biri de, mal piyasasındaki fiyatlar genel düzeyinin nominal döviz kurlarına nazaran daha az bir değişkenlik göstermesi olduğu belirtilmişti. Parasal etkenlerin reel etkenlerden daha baskın olduğu bir ortamda, yani hızlı bir enflasyon döneminde, PPP ilişkisinin geçerliliği yönünde daha fazla kanıtın olmasına karşın, uluslararası enflasyon farklarının daha düşük olduğu bir ortamda söz konusu ilişki geçersiz olabilmektedir. Dünyada 1970'lerin ilk yarısından sonra esnek döviz kurlarına geçilmesiyle, giderek daha fazla önem kazanmaya başlayan uluslararası sermaye hareketleri bir başka ilişkiyi, faiz oranı paritesi ilişkisini, gündeme getirmiştir (Kibritçiöğlü, 2001). Uluslararası sermaye piyasalarındaki entegrasyonun artmasına bağlı olarak kısa vadeli uluslararası mali fon piyasaları ve uluslararası para piyasaları arasındaki arbitraj faaliyetleri artınca ve dolayısıyla sermaye akışkanlaşınca faiz oranı paritesi teorisi, döviz kurlarının oluşumunun açıklanmasında önemli hale gelmiştir.

Faiz oranı paritesi belli bir zamanda iki ülke arasında ya da belirli bir para bölgesindeki beklenen döviz kuru değişimleri ile faiz oranı farkı arasındaki ilişki ile ilgilidir. Beklenen döviz kuru değişimleri gelecekteki bir zaman için belirli bir

sözleşmeye bağlı olarak güvence altına alınabilir. İki ülke arasında spot ve vadeli döviz kurları ile faiz oranı farkları arasındaki bir ilişki ortaya koyan faiz oranı parite koşulu karşılanmış faiz paritesi (CIP) olarak bilinmektedir. Eğer döviz kurunda gelecekte ortaya çıkması beklenen değişimler bir sözleşmeye bağlı olarak güvence altına alınmıyorsa Fisher etkisi (IFE) ile ilişkilendirilen karşılanmamış faiz paritesinden (UIP) söz edilmektedir.

CIP iki ülke arasındaki ileriye dönük faiz farkı getirisinin eşit olması gerektiğini ifade etmektedir. Aksi takdirde oldukça fazla arbitraj fırsatları ortaya çıkacaktır. Arbitraj fırsatlarının ortadan kalkması için spot ve vadeli kurlarla faiz oranları arasında aşağıdaki gibi bir ilişki iki ülke için de geçerli olmalıdır:

$$f_{0,1} - e_0 = i - i^* \quad (5.1)$$

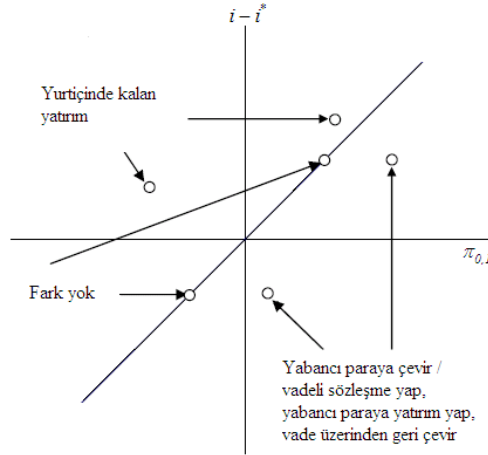
burada $f_{0,1}$ cari dönemde yapılan sözleşmeye bağlı olarak ve gelecek dönemde teslim edilecek dövizin vadeli kurunu, e_0 spot döviz kurunu ve i ve i^* sırasıyla yurtiçi ve yurtdışı faiz oranlarını göstermektedir. $\pi_{0,1} = f_{0,1} - e_0$ vadeli prim (forward premium) olarak tanımlanırsa eşitlik (5.1) yeniden

$$\pi_{0,1} = i - i^* \quad (5.2)$$

şeklinde ifade edilebilir. Dikkat edilirse eşitlik (5.1) ve (5.2) arbitraj fırsatlarının ortadan kalkması için vadeli primin iki ülkenin faiz oranı farklarına eşit olması gerektiğine işaret etmektedir.

CIP ilişkisi grafik olarak Şekil 5.2’de sunulmaktadır. 45 derecelik açıyla orijinden geçen doğru üzerindeki noktalar karşılanmış faiz paritesinin geçerli olduğunu noktaları göstermektedir. Sonuç olarak, herhangi bir arbitraj fırsatı söz konusu değildir ve yurtiçine veya yurtdışına yatırım yapma arasında bir fark yoktur. 45 derecelik doğrunun sol yukarısında kalan noktalarda vadeli prim, yerli ve yabancı ülkeler arasındaki faiz farkından daha küçüktür. Dolayısıyla, vadeli primle işlem yapmanın avantajı faiz farkının avantajından daha fazladır. 45 derecelik doğrunun sağ aşağısında yer alan bir noktada, vadeli prim yerli ve yabancı ülkeler arasındaki faiz farkından daha büyüktür. Dönem başında cari spot döviz kuru üzerinden yerli parayı yabancı paraya

çevirerek, dönem içerisinde yabancı ülkede yatırım yapmak buna bağlı olarak i^* faiz oranı üzerinden faiz kazancı elde etmek ve dönem sonunda dönem başındaki vadeli sözleşmeyi kullanarak yabancı getiriyi yerli paraya çevirmek şeklindeki arbitraj fırsatından yararlanmak kârlı olmaktadır.



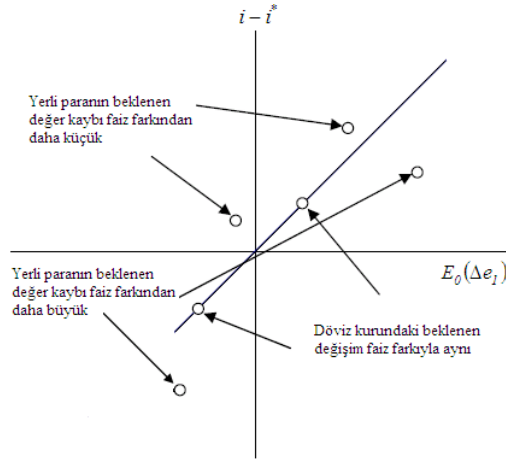
Şekil 5.2 Karşılanmış faiz paritesi (CIP) ilişkisi

Karşılanmamış faiz paritesi spot döviz kurundaki beklenen değişimlerinin iki ülkenin faiz oranlarının eşit olması gerektiğini ifade etmektedir. Dolayısıyla

$$E_0^e(\Delta e_1) = i - i^* \quad (5.3)$$

olduğunda herhangi bir arbitraj fırsatı söz konusu değildir. Burada E_0^e , $t=0$ dönemindeki matematiksel bekleyişleri Δe_1 spot döviz kurunun $t=1$ dönemindeki değişimini göstermektedir. Spot döviz kurları ile ilgili geleceğe ait beklentiler doğru çıktığı takdirde eğer UIP geçerli değilse, kârlı arbitraj fırsatları söz konusu olabilecektir. Ancak eğer UIP geçerli değilse ve spot döviz kuru ile ilgili geleceğe ait beklentiler doğru çıkmazsa hiç kar edilemeyecek hatta zarar bile edilebilecektir. Şekil 5.3 UIP ilişkisini grafik olarak sunmaktadır. Orijinden geçen 45 derecelik doğru karşılanmamış faiz paritesinin geçerli olduğunu ifade etmektedir. Sonuç olarak, bu doğru üzerindeki noktalar geçerli olduğunda yerli ya da yabancı ülkede yatırım yapmak arasında bir fark yoktur. 45 derecelik doğrunun sağ aşağısındaki herhangi bir noktada yerli paranın değer kaybı yerli ve yabancı ülke arasındaki faiz farkından daha büyük olmaktadır. Eğer, beklentiler doğru çıkarsa dönem başında cari spot döviz kuru üzerinden yerli parayı

yabancı paraya çevirmek, dönem içerisinde yabancı ülkede yatırım yapmak ve faiz kazancı elde etmek ve dönem sonunda gelecek spot döviz kuru üzerinden yabancı parayı yerli paraya geri çevirmek koşuluyla yabancı ülkeye yatırım yapmak kârlıdır. Bir başka deyişle beklentilerin doğruluğu koşulu altında sonuç CIP ile aynı olacaktır. 45 derecelik doğrunun sol yukarısındaki herhangi bir noktada ise yerli para için beklenen değer kaybı iki ülke arasındaki faiz farkından daha küçüktür. Sonuçta, eğer beklentiler doğru çıkarsa spot döviz kurunun gelecekteki beklenen değişimlerinden yararlanmanın avantajları faiz farkından elde edilen avantajlardan daha fazla olacaktır.

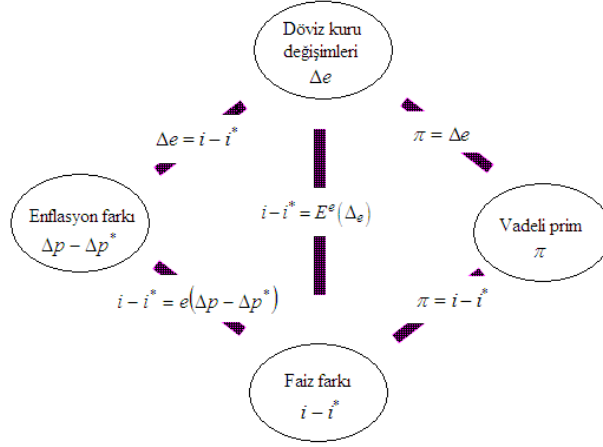


Şekil 5.3 Karşılanmamış faiz paritesi (UIP) ilişkisi

UIP'nin farklı durumlar için bir ifadesi olarak elde edilen IFE etkisi beklenen döviz kuru değişimlerinin iki ülke arasındaki faiz farkına eşit olduğunu öne sürmektedir ve şu şekilde ifade edilmektedir (Wang, 2005):

$$i - i^* = E_0^e(\Delta e_1). \quad (5.4)$$

IFE'nin grafiksel gösterimi Şekil 5.3'de verilen UIP'nin grafiksel gösterimine benzemektedir. Şekil 5.4 uluslararası parite koşulları arasındaki ilişkileri görsel olarak özetlemektedir.



Şekil 5.4 Uluslararası parite koşulları arasındaki ilişkiler

Faiz paritelerinde meydana gelebilecek sapmalar, i) işlem maliyetleri, ii) bilgi toplama ve süreç maliyeti, iii) hükümet müdahaleleri ve düzenlemeler, iv) vergi farklılıkları, v) finansal kısıtlamalar ve vi) aktifler arası karşılaştırmaların güçlüğünden kaynaklanabilir.

İşlem maliyetinin biri yabancı döviz piyasasındaki işlem maliyeti diğeri ise menkul kıymet piyasasında işlem maliyeti olmak üzere iki unsuru vardır. Örneğin elinde nakit olan bir ülke vatandaşının yabancı bir ülkede yatırım yapması yabancı para satın alımı, yabancı menkul kıymet satın alımı ve yabancı para satışı gibi bir dizi işlem maliyetine katlanmasını gerektirecektir. Oysa yurtiçine yatırım yapılması yalnızca menkul kıymet satın alımından dolayı bir tek işlem maliyetini içerir. Bunun sonucu olarak yerli aktiflere yapılacak yatırım daha az işlem maliyeti gerektirir ve yabancı parayla belirlenmiş menkul kıymetlere göre daha az işlem maliyeti söz konusudur. Buradan şöyle bir sonuç çıkmaktadır. Eğer faiz farkı yüksek işlem maliyetini telafi ederek yabancı aktiflere yatırım yapılmasını teşvik edecek kadar yüksekse, bir birey ya da kurum, yabancı parayla belirlenen aktiflere yatırım yapacaktır. O halde yurtdışına yapılacak yatırımların faiz getirisi yurtiçine yapılacak yatırımın getirisinin ötesinde döviz kuru riskini ve işlem maliyetini karşılamalıdır.

Yatırımcı faiz oranları ve döviz kurlarıyla ilgili tüm gerekli bilgiyi sağlamada özgürdür. Ancak bilgi edinmenin de bir maliyeti vardır. ancak bazı uzmanlar enformasyon maliyetinin parite koşulunu anlamlı bir şekilde etkilemeyeceğini

söylemektedir. Çünkü günümüzde elektronik bilgi aktarımı konusunda meydana gelen baş döndürücü gelişmeler bilgilenmeyi çok ucuz hale getirmektedir.

Hükümet müdahaleleri; finansal işlemlerin düzenlenmesi, döviz kontrolü, döviz işlemlerinin kısıtlanması, farklı vergi uygulamaları v.b. şekillerde olmaktadır. Öte yandan, hükümetler, yurtiçi faiz oranlarına tavan koyarak da müdahale etmektedirler. İşte bu tür müdahaleler yurtiçi ve yurtdışı getiri oranları arasında bir baskı gücü oluşmasına neden olmaktadır. Bu durum yurtdışına yoğun sermaye çıkışlarını teşvik eden bir ortam yaratmaktadır. Buna karşılık hükümetler döviz kontrollerine yönelerek bu sermaye çıkışlarını engellemektedir. Döviz kontrolleri yabancı döviz alımlarına sınır getirmekte dolayısıyla yurt dışına yatırım yapılmasını kısıtlamaktadır.

Ayrıca vergi farklılıkları, yatırımcıların bazı fonlarını bir yana koymalarına neden olan vadeli piyasa işlemlerindeki marj ödemeleri ve karşılaştırılan aktifler arasında önemli farklılıkların olması faiz paritesinden sapmalara yol açmaktadır. Bunlara ayrıca aktiflerin geri ödenmeme riski ve politik riskler de ilave edilebilir (Parasız ve Yıldırım, 1994).

5.2 Uluslararası Parite Koşulları İçin Teorik Çerçeve

Uluslararası finanstaki en önemli parite koşullarından birisi olan satınalma gücü paritesi şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$p_t = p_t^* + e_t \quad (5.5)$$

Burada p_t , yurtiçi fiyat düzeylerinin logaritması, p_t^* , yurtdışı fiyat düzeylerinin logaritması ve e_t , bir birim yabancı para başına düşen yerli para olarak tanımlanan nominal döviz kurunun logaritmasıdır. Buna göre re_t , reel döviz kuru cinsinden PPP, önceki bölümlerde olduğu gibi şu şekilde ifade edilebilir.

$$re_t = e_t + p_t^* - p_t \quad (5.6)$$

PPP'nin görelî uyarlamasının geçerliliği re_t 'nin durağanlığını gerektirmektedir.²⁴

²⁴ PPP'nin çok zayıf, zayıf ve asıl uyarlamalarının geçerliliği ile ilgili tartışma Bölüm I, Bölüm II ve Bölüm III'de ayrıntılı olarak tartışılmaktadır.

PPP'nin görelî uyarlamasına dođru ayarlanmalar sadece mal piyasasında, yani fiyatlar ve döviz kurunda meydana geliyorsa, yurtiçi ve yurtdışı enflasyon için aşağıda verilen ayarlanma ilişkilerinin olması gerekmektedir:

$$\Delta p_t = \omega_1 (\Delta p_t^* + \Delta e_t) - \omega_2 (e_t + p_t^* - p_t)_{t-1} + v_{1t}, \quad (5.7)$$

$$\Delta p_t^* = \omega_3 (\Delta p_t - \Delta e_t) + \omega_4 (e_t + p_t^* - p_t)_{t-1} + v_{2t} \quad (5.8)$$

nominal döviz kuru için ayarlanma;

$$\Delta e_t = \omega_5 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \omega_6 (e_t + p_t^* - p_t)_{t-1} + v_{3t} \quad (5.9)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada $i=1,2,3$ olmak üzere v_{it} , hata terimidir. Eşitlik (5.9)'un, döviz kurunun t periyodundaki beklenen gelecek deđişim deđeri şeklinde ifade edilebileceđi varsayılmaktadır:

$$E_t^e (\Delta e_{t+1}) = \omega_5 E_t^e (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \omega_6 E_t^e (e_{t+1} + p_{t+1}^* - p_{t+1}) \quad (5.10)$$

burada, E_t^e , ekonomik bekleyişleri göstermektedir. Ancak, rasyonel bekleyişlere dayanan bir model varsayılmamaktadır. Aynı zamanda, $\{E_t^e (\Delta p_t - \Delta p_t^*) - (\Delta p_t - \Delta p_t^*)\} \sim I(0)$ ve $\{E_t^e (e_{t+1} + p_{t+1}^* - p_{t+1}) - (e_{t+1} + p_{t+1}^* - p_{t+1})\} \sim I(0)$ olduđu, yani öngörü hatalarının sistematik bir kayma göstermediđi varsayılmaktadır. Gelecekte beklenen nominal döviz kuru deđişimi t zamanındaki PPP'den sapmalar ve enflasyon farklarının bir fonksiyonu olarak

$$E_t^e (\Delta e_{t+1}) = \omega_5 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \omega_6 (e_t + p_t^* - p_t) + v_t \quad (5.11)$$

şeklinde ifade edilebilir (Juselius ve MacDonald, 2004).

PPP'nin görelî uyarlamasına dođru ayarlanmaların oldukça yavaş olmasının birçok potansiyel nedeni olmasına karşın, burada öncelikli olarak verimlilik farkları, net yabancı varlık pozisyonları ve mali dengesizlikler gibi cari hesap kaynaklı önemli reel faktörlerin varlığı nedeniyle ortaya çıkan re_t içerisindeki süregelen yapı üzerinde durulmaktadır. Bu önsav, reel döviz kurunun reel belirleyicilerini açıkça modelleyen

bazı arařtırmacıların bulguları ile ampirik olarak desteklenmektedir (bkz. MacDonald, ve Stein, 1999).

Ödemeler dengesi kısıtı nedeniyle cari hesapta ortaya çıkan herhangi bir dengesizliğin, sermaye hesabı ile giderilebileceđi bilinmektedir. Bu durum, PPP'nin karřılanmamıř faiz paritesi olarak bilinen diđer parite kořulu ile iliřkilendirilmesinin gerekliliđini ima etmektedir (Johansen ve Juselius, 1992; Juselius, 1991, 1995 ve MacDonald ve Marsh, 1997, 1999). Dolayısıyla, iki parite kořulu birleřtirilerek reel faktörlerin PPP üzerindeki etkisi dolaylı olarak ortaya konulabilir. Buna göre, UIP řu şekilde ifade edilebilir:

$$E_t^e (\Delta e_{t+1}) - i_t + i_t^* = 0 \quad (5.12)$$

burada, E_t^e , t zamanındaki bilgiye dayanan ekonomik beklentiyi, i_t , yurtiçi faiz getirisini, i_t^* , yurt dıřı faiz getirisini göstermektedir. Bir bařka ifadeyle UIP, kısa dönemde pariteden sapmalar dikkate alındığında

$$E_t^e (\Delta e_{t+1}) - i_t + i_t^* = \varepsilon_t \quad (5.13)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada ε_t hata terimidir ve durađan olması beklenmektedir. Bu iliřki kısaca, yerli yatırımcının yurtiçine yapacađı yatırımdan elde edeceđi getirinin yurtdıřına yapacađı yatırımdan beklenen getiriye eřit olduđunu göstermektedir. Bazı arařtırmacılar (örneğin Cumby ve Obfeld, 1981) UIP'nin bu uyarlamasını sınamakta ancak ε_t 'yi durađan dıřı bulmaktadırlar. Bununla birlikte, UIP kořulu PPP ile birlikte modellendiğinde parite kořullarından meydana gelen sapmaların durađanlıđı ve tahmin edilen parametrelerin iřaretlerinin beklentilere uyması bakımından daha tatmin edici sonuçlar elde edilmektedir. Yine, ampirik kanıtlar piyasa temizleme tabanı varsayımının yerini fiyat ayarlama varsayımının alacađını öne sürmektedir. Mal piyasasındaki kořullardan ortaya çıkan PPP ile sermaye piyasasındaki kořullardan ortaya çıkan UIP arasındaki bađlantı eřitlik (5.7) eřitlik (5.9)'da yerine konularak,

$$(i_t - i_t^*) = \omega_5 (\Delta p_t - \Delta p_t^*) + \omega_6 (e_t + p_t^* - p_t) + v_t \quad (5.14)$$

elde edilir. Bu durumda iki parite koşulu birleştirilerek bir ilişki elde edilmektedir ve $\omega_5 = 1$ olması halinde reel faiz paritesi ile re_t arasındaki ilişki de ortaya konulmaktadır. PPP teriminin durağan dışı olması durumunda eşitlik (5.14)'daki v_t 'nin durağanlık koşulu re_t terimindeki olasılıksal yönelim hareketlerinin faiz oranları farkı ile enflasyon oranları farkından birindeki ya da her ikisindeki benzer hareketler ile dengelendiği anlamına gelmektedir.

Eşitlik (5.9)'dan da anlaşılacağı gibi kararlı durum davranışlarını sürdürebilmeleri için reel döviz kuru ile yurtiçi ve yurtdışı enflasyon farkının zıt yönde hareket etmesi gerekmektedir. Aksi halde eşitlik (5.14) yurtiçi ve yurtdışı faiz oranları farklarında dengeleyici bir hareket tahmin edecektir.

Son olarak basit Fisher koşulu reel faiz oranı r_t 'nin sabit ya da en azından durağan olduğunu ifade etmektedir:

$$r_t = (i_t - E_t^e \Delta p_{t+1}) + v_t. \quad (5.15)$$

Yine, eşitlik (5.14)'ün durağanlığı reel döviz kuru için yapılan *ceteris paribus* varsayımına dayandırılmaktadır. Aksi durumda yerli ve yabancı ülke arasında reel faiz oranı paritesinin geçerli olup olmaması veya parite koşulunun reel döviz kuru ile ilişkilendirilip ilişkilendirilmemesi ampirik bir sorun niteliğinde olacaktır. Dolayısıyla, eşitlik (5.14)'te gizil olarak yer alan ve yukarıda tartışılan parite koşulları sırasıyla Fisher koşulu, reel faiz oranları paritesi koşulu ve PPP koşulu olarak ifade edilebilir. Örneğin, $\omega_5 = 1$ ve $\omega_6 = 0$ için eşitlik (5.14) reel faiz oranları paritesi haline gelecektir. Bu ilişkiler eşitlik (5.14)'ün özel bir durumu olarak birlikte modellenerek basit parite koşullarının durağanlığı sınanabilir. Eğer, bunlar reddedilirse parite ilişkilerinin bileşimlerinin durağan hale gelip gelmediği sınanabilir.

5.3 Türkiye İçin Uluslararası Parite Koşulları İle İlgili Yazın

Uluslararası parite koşullarının Türkiye için geçerliliğine yönelik yapılan çalışmaların genel olarak satınalma gücü paritesi çerçevesinde konuya yaklaştıkları görülmektedir. Faiz paritelerini sınanan ve özellikle uluslararası parite koşullarını eşanlı olarak sınanan çalışmalar çok sınırlıdır. Belli başlı çalışmalara örnek olarak Metin

(1994), Gökcan ve Özmen (2002) ve Özmen ve Gökcan (2004) çalışmaları gösterilebilir.

Metin (1994), karşılanmamış faiz ve satınalma gücü paritelerinin geçerliliğini 1948-1988 dönemi yıllık verileri için müşterek olarak sınamış ve her iki parite koşulunun da sabit ve esnek döviz kuru rejimlerini içeren dönemler için geçerli olmadığını bulmuştur. Bu çalışma bütüncül verilerle çalışılmış olması ve dolayısıyla yoğun sıklıklarda gözlenebilecek dinamikleri dikkate almamış olması nedeniyle eleştirilebilir. Ayrıca çalışmada yapısal kırımların dikkate alınmaması da önemli bir eksiklik olarak gözlenmektedir.

Gökcan ve Özmen (2002) ve Özmen ve Gökcan (2004) ise çeyrek yıllık verilerle 1986-1999 dönemi için UIP ve PPP'yi bir arada ele alarak parite sınamaları yapmıştır. Bu çalışmalarda simetri ve oransallık koşulunu ima eden iki adet eştümleştirici yöney bulunmuş, UIP ve PPP önsavları bağımsız olarak sınanarak reddedilmiştir. Sonuç olarak Gökcan ve Özmen (2002) ve Özmen ve Gökcan (2004), açık bir ekonomi için varlık ve mal piyasalarının birbirlerinden bağımsız olmadıklarını belirlemişlerdir. Bu çalışmalar örneklem periyodunun 2001 sonrası dalgalı kur dönemini kapsamamış olması ve yapısal kırımların modele dahil edilmemesi yönünden eleştirilebilir.

5.4 Ekonometrik Yöntem

Uluslararası parite koşullarının birbirleriyle olan ilişkilerinin sağlıklı bir şekilde tahmin edilebilmesi için tüm değişkenlerin eşitlik (5.14)'de verildiği gibi müşterek olarak modellenmesini gerektirmektedir. Bu noktadan hareketle çalışmada benimsenen ekonometrik yaklaşım aşağıdaki kısıtsız VAR modelini baz almaktadır.

$$Y_t = \mu + \sum_{i=1}^k A_i Y_{t-i} + \sum_{m=1}^d \Psi_m D_{m,t} + \varepsilon_t \quad (5.16)$$

Burada A_i $p \times p$ boyutlu parametre dizeyi, μ $p \times 1$ boyutlu sabit terim yöneyi, $D_{m,t}$ $d \times 1$ boyutlu belirlenimsel terimler yöneyi, Ψ_m $d \times d$ boyutlu belirlenimsel terimler için parametre dizeyi, ε_t ise sıfır ortalamalı ve Ω kovaryans matrisine sahip bağımsız ve özdeş dağılan bir hata terimidir.

Eşitlik (5.14)'de verilen modelin tahmini için önceki bölümde olduğu gibi yine Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim yaklaşımı kullanılmaktadır. Ancak, modelin sistem eştümleşim yaklaşımıyla tahmininden önce modelde yer alan serilerin zaman serisi özelliklerinin incelenmesi gerekmektedir. Bu eşitlik (5.14)'teki modelin tümleşme açısından dengeli bir model olup olmadığını ortaya koyma açısından önemlidir. Önceki bölümlerde olduğu gibi serilerin olasılıksal ve belirlenimsel mevsimsellik özelliklerinin incelenmesi için HEGY (1990) yordamı ve sıfırıncı frekanstaki durağanlık özelliklerinin incelenmesi için ise Lee ve Strazicich (2003) çoklu kırılmalı birim kök sınamaları kullanılmaktadır.

5.5 Türkiye ve ABD Arasında Parite Koşullarının Ampirik Olarak Sınanması

Bu çalışmada IFS'ten elde edilen ve 1990:1-2006:7 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılmaktadır. Eşitlik (5.14)'de verilen modelin tahmini için kullanılan değişkenler şunlardır:

$i_{TR,t}$ = Türkiye için gecelik faiz oranlarının logaritması,

$i_{US,t}$ = ABD için üç ay vadeli hazine bonosu faiz oranlarının logaritması,

$\Delta p_{TR,t}$ = Türkiye için tüketici fiyatları bazlı enflasyon oranları,

$\Delta p_{US,t}$ = ABD için tüketici fiyatları bazlı enflasyon oranları,

$re_t = p_{US,t} - p_{TR,t} + e_t$,

$p_{TR,t}$ = 2000 yılı bazlı Türkiye tüketici fiyatları indeksi,

$p_{TR,t}$ = 2000 yılı bazlı ABD tüketici fiyatları indeksi ve

e_t = TL/\$ olarak tanımlanan nominal döviz kuru

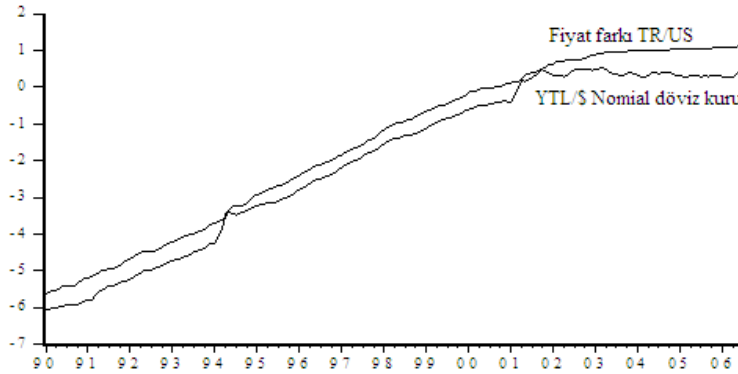
olarak tanımlanmaktadır. Bu tanımlamalara göre eşitlik (5.14) tekrar şu şekilde ifade edilebilir.

$$(i_{TR,t} - i_{US,t}) = \omega_5 (\Delta p_{TR,t} - \Delta p_{US,t}) + \omega_6 (e_t + p_{US,t} - p_{TR,t}) + v_t \quad (5.17)$$

Modelin Johansen ve diğerleri (2000) eştümleşim yordamı ile uzun dönemli tahmininden önce Türkiye ve ABD arasındaki parite koşulları ile ilgili beklentiler için görsel analizlerin yapılmasında yarar vardır.

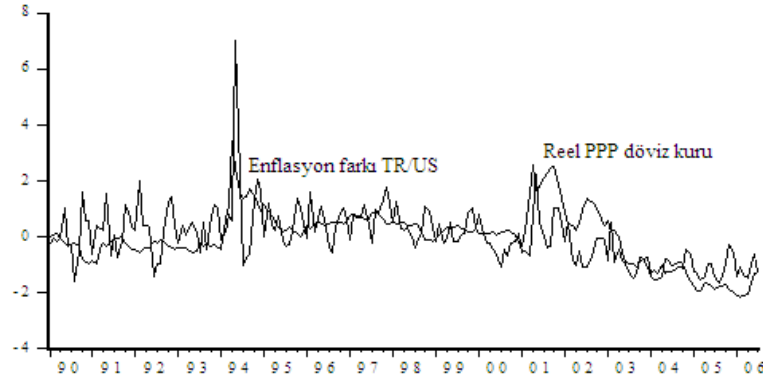
Parite koşullarının geçerliliği hakkında fikir edinebilmek ve Türkiye ve ABD arasındaki parite koşulları ilgili beklentileri oluşturmak için uluslararası parite koşullarını görsel olarak incelemek yararlı olacaktır.

Şekil 5.5 incelendiğinde, nominal döviz kuru ile görelî fiyatlar arasındaki uzun dönemli ortak hareket görülebilmektedir. Ayrıca nominal döviz kurunun az da olsa görelî fiyatlara oranla daha fazla volatiliteye sahip olduğu görülmektedir. Dolayısıyla nominal döviz kuru, sermaye piyasasındaki spekülâtif davranışı mal piyasasındaki fiyat davranışına nazaran daha iyi yansıttığı söylenebilir (teorik açıklama için bkz. Krugman, 1993).



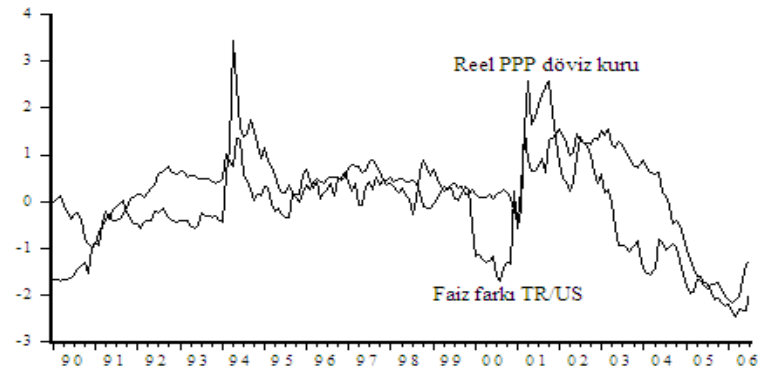
Şekil 5.5 Aylık fiyat farkı ve TL/\$ nominal döviz kuru

Şekil 5.6 enflasyon oranları farkının, reel döviz kuru ile zıt yönde hareket etmekten ziyade ortak hareket ettiğini ancak daha yüksek bir oynaklığa (volatiliteye) sahip olduğunu göstermektedir. Ayrıca enflasyon oranları farkının oldukça düşük düzeyde seyretmesi nedeniyle uzun dönem reel döviz kuru hareketlerinin doğrudan enflasyon ayarlamalarıyla ilişkilendirilemeyeceği görülmektedir.



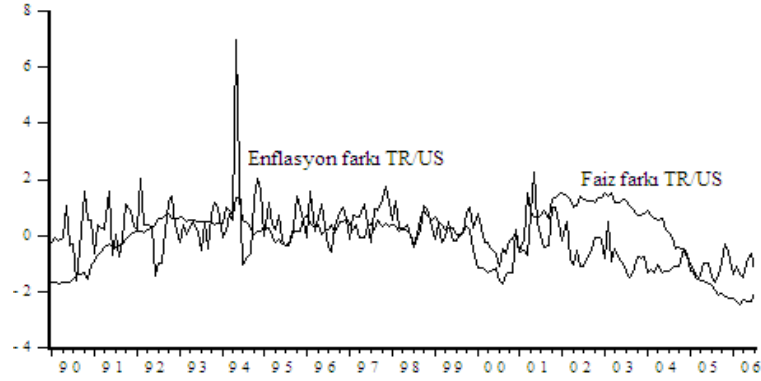
Şekil 5.6 Aylık reel döviz kuru ile Türkiye ve ABD enflasyon farkı

Şekil 5.7 reel döviz kuru ve Türkiye ve ABD arasındaki faiz oranları farkını göstermektedir. Reel döviz kuru ve faiz oranları farkları arasındaki uzun dönemdeki ortak hareket hemen göze çarpmaktadır.



Şekil 5.7 Reel döviz kuru ile Türkiye ve ABD faiz oranları farkı

Son olarak Şekil 5.8 Türkiye ve ABD arasındaki enflasyon farklarını ve faiz oranı farklarını göstermektedir. Şekil 5.8 incelendiğinde faiz farklarının görece enflasyonlara 2001 yılına kadar oldukça yakın seyrettiği fakat 2001 yılından sonra birbirlerinden uzaklaştıkları görülmektedir.



Şekil 5.8 Türkiye ile ABD arasındaki enflasyon ve faiz oranları farkları

5.6 Serilerin Durağanlık Özellikleri

Eşitlik (5.17)'in Johansen ve diğerleri (2000) yordamı ile tahmin edilmesi, modelin tümleşme dereceleri açısından dengeli olmasını gerektirmektedir. Yani modelde eşitliğin iki tarafı da aynı tümleşme derecesinde olmalıdır. Bu yüzden eştümleşim yordamının uygulanmasından önce modelde yer alan serilerin tek değişkenli zaman serisi özelliklerinin incelenmesi uygun olacaktır. Burada daha önceki bölümlerde olduğu gibi yapısal kırılmaların varlığında serilerin durağanlık özelliklerinin incelenmesi için Lee ve Strazicich (2003) çoklu yapısal kırılmalı birim kök sınaması uygulanmaktadır. Ancak daha öncesinde yine mevsimsellik özellikleri HEGY mevsimsel birim kök sınaması uygulanarak incelenmektedir. Serilere ait HEGY mevsimsel birim kök sınaması istatistikleri Tablo 5.1'de sunulmaktadır.

Tablo 5.1 incelendiğinde serilerin genel olarak olasılıksal mevsimsellik içermediğini görülmektedir. Ancak Türkiye ve ABD faiz farkı değişkeni ve reel döviz kurundaki sıfırıncı frekanstaki durağan dışılık göze çarpmaktadır. Herhangi bir mevsimsel düzeltmeye gerek duyulmadığına göre serilerin durağanlık özelliklerinin yapısal kırılmaların varlığında incelenmeye devam edilmesi uygun olacaktır. Tablo 5.2 Lee ve Strazicich (2003) çoklu yapısal kırılmalı LM birim kök sınaması sonuçlarını sunmaktadır.

Tablo 5.1 HEGY (1990) Mevsimsel Birim Kök Sınama İstatistikleri

Seriler	Model	k	0		π		$\pi/2$		$2\pi/3$		$\pi/3$		$5\pi/6$		$\pi/6$		$\pi/2$		$2\pi/3$		$\pi/3$		$5\pi/6$		$\pi/6$	
			π_1	π_2	π_3	π_4	π_5	π_6	π_7	π_8	π_9	π_{10}	π_{11}	π_{12}	$F_{3,4}$	$F_{5,6}$	$F_{7,8}$	$F_{9,10}$	$F_{11,12}$							
$(i_{TR,t} - i_{US,t})$	None	2	-2.0	0.3	2.1	0.7	-1.9	1.6	0.3	2.7	-2.2	2.4	1.8	-1.7	2.7	3.1	3.8	7.4	4.6							
	μ	2	-2.0	0.3	2.1	0.7	-2.0	1.6	0.3	2.7	-2.1	2.4	1.8	-1.7	2.7	3.0	3.8	7.3	4.6							
	$\mu, trend$	2	-1.9	0.2	2.0	0.7	-1.8	1.5	0.3	2.6	-2.1	2.3	1.7	-1.6	2.4	2.7	3.4	6.6	4.2							
	$\mu, s.d.$	2	-2.2	0.2	2.4	0.6	-2.3	1.7	0.4	2.8	-2.1	2.4	1.2	-1.7	3.3	4.0	4.0	7.3	3.3							
	$\mu, trend, s.d.$	2	-2.0	0.2	2.3	0.7	-2.2	1.7	0.5	2.6	-2.1	2.2	1.1	-1.6	3.0	3.6	6.5	2.9	4.8							
$(\Delta p_{TR,t} - \Delta p_{US,t})$	None	4	-4.2	2.1	4.2	-2.2	-3.4	3.2	0.4	-0.9	-1.4	7.1	3.0	-1.1	10.5	11.4	0.4	28.9	5.8							
	μ	4	-4.3	2.1	4.2	-2.2	-3.4	3.2	0.4	-0.9	-1.4	7.0	3.1	-1.0	10.4	11.3	0.4	28.8	6.0							
	$\mu, trend$	4	-4.3	2.1	4.2	-2.2	-3.4	3.2	0.4	-0.9	-1.4	7.0	3.1	-1.0	10.3	11.2	0.4	28.6	5.9							
	$\mu, s.d.$	4	-4.4	2.0	4.3	-2.3	-3.5	3.1	0.7	-1.2	-1.5	7.2	2.9	-1.0	10.9	11.2	0.9	29.9	5.3							
	$\mu, trend, s.d.$	4	-4.4	2.0	4.3	-2.3	-3.4	3.1	0.7	-1.2	-1.5	7.1	2.9	-1.0	10.9	11.1	0.9	29.7	5.2							
re_t	None	2	-5.1	1.9	1.1	-1.8	-1.6	3.6	2.4	-1.9	-2.8	5.0	5.1	-0.3	2.1	7.4	4.1	18.9	14.0							
	μ	2	-5.1	1.9	1.1	-1.8	-1.6	3.5	2.4	-1.8	-2.8	4.9	5.0	-0.2	2.0	7.3	4.0	18.9	13.4							
	$\mu, trend$	2	-5.8	1.8	1.2	-1.7	-1.6	3.5	2.4	-1.9	-2.8	4.9	5.0	-0.3	2.0	7.3	4.1	18.6	13.9							
	$\mu, s.d.$	2	-5.3	1.7	1.1	-1.9	-1.8	3.9	2.1	-1.6	-2.9	4.6	4.8	-0.1	2.3	9.3	3.1	17.8	12.3							
	$\mu, trend, s.d.$	2	-5.2	1.7	1.1	-1.9	-1.8	3.9	2.1	-1.6	-2.8	4.6	4.6	-0.1	2.2	8.8	3.1	17.3	11.7							

Tablo 5.2 Lee ve Strazicich (2003) Birim Kök Sınama Sonuçları

Seriler	Model	Gecikme	Kırılma		t -istatistiği	%5 Kritik Değer
			Tarihi	λ		
$(i_{TR,t} - i_{US,t})$	Düzye ve Eğim Kırılması	0	1994:1	0.6	-3.593	-5.73
			2001:3	0.9		
$(\Delta p_{TR,t} - \Delta p_{US,t})$	Düzye Kırılması	0	1998:3	0.5	-9.410	-3.842
			2002:3	0.7		
re_t	Düzye ve Eğim Kırılması	0	1994:3	0.2	-4.182	-5.73
			2001:3	0.7		

Not: Kritik değerler Lee ve Strazicich (2003)'ten alınmıştır.

Tablo 5.2 incelendiğinde Türkiye ve ABD faiz oranları farkı ve reel döviz kuru serilerinin düzeylerinde durağan dışı olduğu görülmektedir. Buna karşın zaten doğası gereği iki ülke arasındaki enflasyon farklarının durağan olacağı açıktır. Bu durum eşitlik (5.17) için modelin tümleşme dereceleri açısından önemlidir. Çünkü durağan dışı bir serinin durağan bir seri ile olan bileşimi yine durağan dışı bir süreç üretecektir. Bu açıdan modelde eşitliğin iki tarafı için bir denge söz konusudur. Ayrıca Lee ve Strazicich (2003) çoklu kırılmalı birim kök sınaması reel döviz kurunda 1994:3 ve 2001:3 dönemlerinde düzey ve eğim kırılmaları tespit etmektedir. Bu da Türkiye'deki 1994 ve 2001 ekonomik krizlerine işaret etmektedir. Bunun yanında yine faiz farkı serisinde 2000:9 ve 2004:12 dönemlerinde yine bir düzey ve eğim kırılması söz konusudur. Eşitlik (5.18)'in değişkenlerin tümleşme dereceleri açısından dengeli bir model olması analizin bundan sonraki bölümü için anahtar bir rol oynamaktadır.

5.7 Uluslararası Parite Koşulları İçin Eştümleşme Sınaması

Eşitlik (5.17)'in, 1994:03 ve 2001:03 dönemlerindeki yapısal kırılmalar da dikkate alınarak tahmininden elde edilen eştümleşim sınama sonuçları Tablo 5.3'te sunulmuştur.

Tablo 5.3'teki iz istatistikleri, uzun dönemde düzey kırılmasını içeren $H_c(r)$ modeli için dört adet eştümleştirici yöneye işaret ederken ($r = 4$), uzun dönemde hem düzey hem de eğim kırılmasını içeren $H_l(r)$ modeli için üç eştümleştirici yöneye işaret

etmektedir ($r = 3$). Ancak Pantula ilkesine göre $r = 3$ olarak kabul edilmektedir. Buna göre sistemde $p - r = 2$ sayıda ortak yönelim söz konusudur. Uygun gecikme uzunluğunun seçimi için Akaike model seçim kriteri kullanılmış ve $k = 4$ olarak belirlenmiştir. Ayrıca VECM kalıntıları normal dağıldığı için kısa dönemli müdahale kukla değişkenleri kullanılmamıştır.²⁵

Tablo 5.3 Johansen ve diğerleri (2000) İz Sınaması Sonuçları

$H_0 (H_1)$	Model $H_c(r)$	Model $H_l(r)$
$r = 0 (r \geq 1)$	218.101 (101.87)*	263.020 (138.65)
$r = 1 (r \geq 2)$	169.460 (74.91)	169.03 (104.70)
$r = 2 (r \geq 3)$	77.862 (51.80)	86.390 (74.66)
$r = 3 (r \geq 4)$	32.317 (32.25)	48.340 (48.38) [§]
$r = 4 (r \geq 5)$	6.362 (16.29)	19.770 (24.97)

* Kritik değerler parantez içerisinde ve Johansen ve diğerleri (2000)'de önerildiği gibi Gamma dağılımı kullanılarak türetilmektedir.

§ Pantula ilkesine göre sıfır önsavının ilk reddedildiği nokta.

Üç adet eştümleştirici yöney veri iken VECM üzerindeki kısıtlamalara dayanan LR sına istatistikleri Tablo 5.4'te sunulmaktadır. Bireysel dışlanma sına sonuçları bütün değişkenlerin eştümleşim uzayında yer aldığını göstermektedir. Bu durum, kırılan bir düzey ve yönelim etrafındaki durağanlığın değişkenlerin doğrusal bileşimlerinden geldiğini göstermektedir. Tablo 5.4 aynı zamanda uzun dönem denge ilişkisi içerisinde 2001:03 yapısal kırılmasının etkisinin söz konusu olduğunu da ima etmektedir. Çünkü 1994:03 kırılması anlamsızken 1994:03 ve 2001:03'te meydana gelen kırılmaların arasında kalan dönemlerin istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde birbirilerinden farklı

²⁵ Çok değişkenli normallik sına sonuçları çarpıklık için 6.066 (p -değeri=0.108), basıklık için 3.798 (p -değeri=0.284) ve sistem için 9.864 (p -değeri=0.130) olarak sıralanmaktadır. Bu sonuçlara göre VECM kalıntıları normal dağılmaktadır. Ayrıca, VECM kalıntıları için Breusch-Godfrey LM serisel ilgileşim sına istatistiği bir gecikme için 0.751 (p -değeri=0.687) ve kendiyile bağlaşımlı koşullu çok değışirlilik (ARCH) sına istatistiği yine bir gecikme için 1.047 (p -değeri=0.592) olarak bulunmaktadır. Dolayısıyla VECM iyi belirlenmiş bir modeldir.

oldukları görülmektedir. Ayrıca VECM sınamaları Türkiye ve ABD faiz oranlarının zayıf dışsal olduğunu buna karşın enflasyon oranlarının ve reel döviz kurunun içsel olduğunu göstermektedir.

Tablo 5.4 VECM Kısıtlama Sınama İstatistikleri

<i>Sıfır önsavı</i>	H_0	<i>LR -istatistiği</i>
<i>Bireysel Dışlanma</i>		
$i_{TR,t}$	$\beta_{i_{TR}} = 0$	15.234 (0.002)
$i_{US,t}$	$\beta_{i_{US}} = 0$	8.042 (0.045)
$\Delta p_{TR,t}$	$\beta_{\Delta p_{TR}} = 0$	45.901 (0.000)
$\Delta p_{US,t}$	$\beta_{\Delta p_{US}} = 0$	63.669 (0.000)
re_t	$\beta_{PPP} = 0$	12.752 (0.005)
<i>Uzun Dönem Kırılmaları</i>		
1994:3	$\gamma_1 = \gamma_2$	6.903 (0.075)
2001:3	$\gamma_2 = \gamma_3$	18.236 (0.000)
<i>Zayıf Dışsallık</i>		
$i_{TR,t}$	$\alpha_{i_{TR}} = 0$	5.545 (0.136)
$i_{US,t}$	$\alpha_{i_{US}} = 0$	8.018 (0.054)
$\Delta p_{TR,t}$	$\alpha_{\Delta p_{TR}} = 0$	53.376 (0.000)
$\Delta p_{US,t}$	$\alpha_{\Delta p_{US}} = 0$	55.360 (0.000)
re_t	$\alpha_{PPP} = 0$	13.222 (0.000)

Not: Marjinal anlamlılık düzeyleri parantez içerisinde verilmektedir.

5.7.1 Uluslararası Parite Koşullarının Geçerliliği

Eşitlik (5.17) Türkiye ve ABD arasında üç uluslararası parite koşulunu gizil olarak ifade etmektedir. Bunlar, reel faiz oranları paritesi koşulu, PPP koşulu ve Fisher etkisi koşulu olarak sıralanabilir. Bu üç koşulun geçerliliği için üç eştümleştirici yöney bilgisi veri iken şu ortak önsav sınanabilir:

$$H_1(3): \beta^\gamma = \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma \end{pmatrix} = (B_1 b_1, B_2 b_2, B_3 b_3). \quad (5.18)$$

Burada, B_1 , reel faiz oranları paritesi, B_2 , satınalma gücü paritesi ve B_3 Fisher paritesine karşılık gelmektedir. $H_1(3)$ sıfır önsavı Johansen ve Juselius (1992)'de

verildiği gibi LR sına yordamı ile sınaabilir. Üç eştümleştirci yöney için kısıtlama dizeyleri ise şu şekildedir:

$$B_1 = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, B_2 = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, B_3 = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}.$$

Tablo 5.5 uluslararası parite koşullarının geçerliliğinin eşanlı olarak sınaabilmesi için konulan kısıtlamalar altındaki LR sına sonuçlarını sunmaktadır. Tablo 5.5'e göre uluslararası parite koşulları için konulan eşanlı kısıtlamaları ifade eden $H_1(3)$ reddedilememektedir. Bu durum uluslararası parite koşullarının Türkiye ve ABD arasında eşanlı olarak geçerli olmadığı anlamına gelmektedir.

Tablo 5.5 Uluslararası Parite Koşullarının Eşanlı Geçerliliği

	$i_{TR,t}$	$i_{US,t}$	$\Delta p_{TR,t}$	$\Delta p_{US,t}$	re_t	tE_{1t}	tE_{2t}	tE_{3t}	$\chi^2(v)$	LR – istatistiği
	-1	1	1	-1	2.835	-1.110	0.260	4.772		
$H_1(3)$	-1	1	2.986	-2.986	1	-0.081	0.070	0.230	2	24.028 (0.000)*
	-1	1.003	1	-1.003	2.839	-1.113	0.261	4.788		

* Marjinal anlamlılık düzeyini göstermektedir.

5.7.2 Tam Belirginleştirilmiş Eştümleşim İlişkileri

Önceki kesimde sistemdeki üç eştümleştirci yöney veri iken uluslararası parite koşullarının geçerliliği sınaılmış ve parite koşullarının geçerliliğini ifade eden sıfır önsavı reddedilmiştir. Ancak çalışmada sistemde üç adet denge ilişkisi ortaya konulabilir. Bunun yapılabilmesi için yine önceki kesimde olduğu gibi üç eştümleştirci yöney veri iken

$$H_1(3): \beta^\gamma = \begin{pmatrix} \beta \\ \gamma \end{pmatrix} = (B_1 b_1, B_2 b_2, B_3 b_3) \quad (5.20)$$

müşterek sıfır önsavı sınanabilir. Buna göre kısıtlama düzeyleri,

$$B_1 = \begin{pmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, B_2 = \begin{pmatrix} -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & -1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}, B_3 = \begin{pmatrix} 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ -1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{pmatrix}$$

şeklinde olacaktır. Burada B_1 ve B_2 sırasıyla Türkiye ve ABD enflasyonlarının PPP'den sapmalar ve faiz oranlarındaki hareketlere olan reaksiyon fonksiyonlarını ifade etmektedir (Juselius ve MacDonald, 2004). B_3 ise PPP ile birlikte Fisher etkisi paritesini ifade etmektedir. Tam belirginleştirme sınama sonuçları ve üç eştümleşme uzayının yapısal sunumu Tablo 5.6'da verilmektedir.

Tablo 5.6 Tam Belirginleştirme Sınama Sonuçları ve Eştümleşim Uzayı

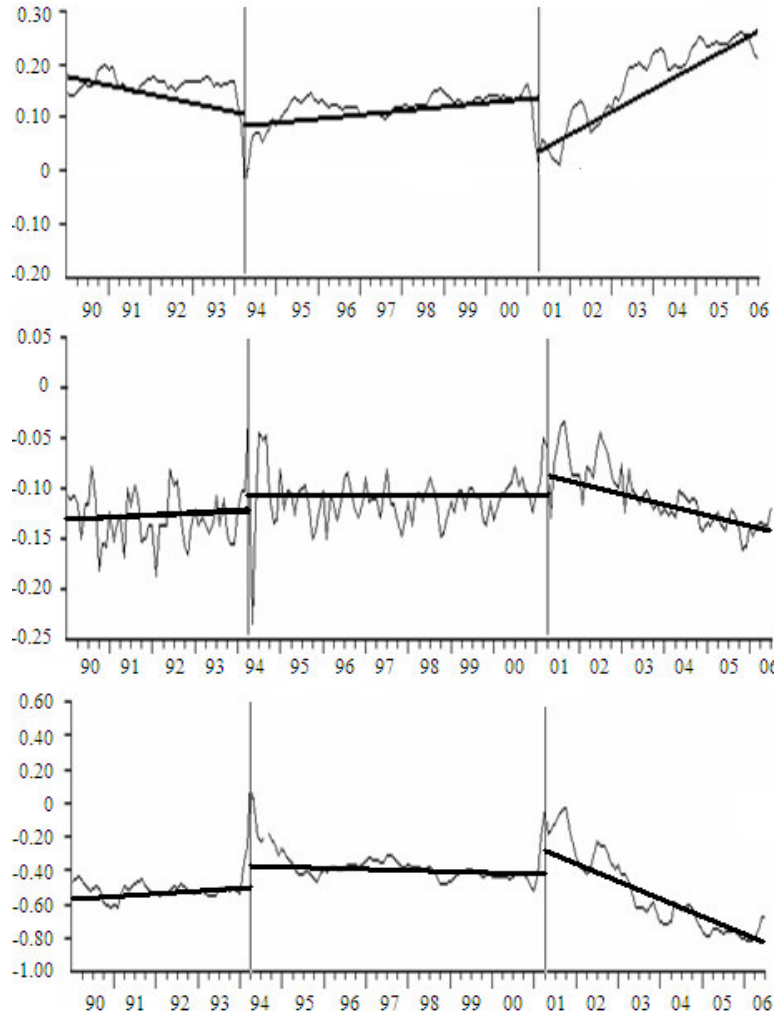
	Eşitümleştirici vektörler			Hata düzeltme katsayıları		
	$\hat{\beta}_1$	$\hat{\beta}_2$	$\hat{\beta}_3$	$\hat{\alpha}_1$	$\hat{\alpha}_2$	$\hat{\alpha}_3$
$i_{TR,t}$	-1	-0.716	0	$\Delta^2 p_{TR,t}$	-0.0049	0
$i_{US,t}$	1	0	0	$\Delta^2 p_{US,t}$	0	-0.0507
$\Delta p_{TR,t}$	1	-0.284	0.032	Δppp_t	0	0
$\Delta p_{US,t}$	-1.279	1	-0.032			-0.1664
re_t	-3.140	0.175	1	$\chi^2(v)$	<i>LR – istatistiği</i>	
tE_{1t}	0.186	-0.001	-0.006			
tE_{2t}	-0.017	-0.000	0.001	1	3.571 (0.059)*	
tE_{3t}	-0.383	0.002	0.012			

* Marjinal anlamlılık düzeyini göstermektedir.

Tablo 5.6 incelendiğinde iddia edilen yapının ampirik olarak tanımlandığı görülmektedir. Öncelikli olarak ilk ilişki yorumlanacak olursa, Türkiye'deki enflasyonun ABD enflasyonu ile uzun dönemde pozitif ilişki içerisinde olduğu ve bu katsayının yaklaşık 1.13 olduğu görülmektedir. Ayrıca Türkiye enflasyonundaki herhangi bir dengesizlik oldukça yavaş bir şekilde ortadan yok olmaktadır.

İkinci ilişki ise homojen olarak Türkiye'deki enflasyona ve Türkiye'nin faiz oranlarına ve ayrıca PPP'ye doğru ayarlanan ABD enflasyonunu tanımlamaktadır. Tam belirginleştirilmiş uzun dönem ilikisine göre uzun dönemde Türkiye enflasyonunda ve faiz oranlarında meydana gelecek %1 artış ABD enflasyonunu sırasıyla yaklaşık %0.28 ve % 0.71 arttırmaktadır. Aynı zamanda ABD enflasyonundaki herhangi bir dengesizliğin yaklaşık %5'i her dönem için ortadan kalkacaktır.

Son ilişki ise Fisher paritesi ile birlikte PPP'yi göstermektedir. Burada faiz oranları zayıf eksojen olduğu için normalizasyon işlemi PPP üzerine yapılmaktadır. Şekil 5.9 durağan uzun dönem dengelerini göstermektedir.



Şekil 5.9 Durağan uzun dönem dengeleri

Sonuç

Bu tez çalışmasında, döviz kurunun davranışı dört farklı açıdan ele alınarak incelenmiştir. İlk olarak, satınalma gücü paritesinin Türkiye-ABD döviz kuru açısından geçerliliği, reel döviz kurunun birim kök durağan dışılığı sınanarak araştırılmıştır. İkinci olarak, TL/\$ nominal döviz kuru ile Türkiye ve ABD genel fiyat düzeyleri arasındaki eştümleşme ilişkisi araştırılmıştır. Üçüncü olarak, reel döviz kuru ile Türkiye ve ABD'deki ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri arasındaki uzun dönemli ilişki ortaya konmuştur. Son olarak, mal ve varlık piyasaları aynı anda ele alınarak Türkiye ile ABD arasındaki üç uluslararası paritenin ortak geçerliliği incelenmiştir.

Çalışmada satınalma gücü paritesinin geçerliliğinin sınanması için tek değişkenli ve çok değişkenli doğrusal zaman serisi yaklaşımları kullanılmıştır. Önce, 1985:01-2007:09 dönemi için aylık veriler kullanılarak tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatları tabanlı reel döviz kurlarının durağan dışılığı araştırılmıştır. Reel döviz kuru durağan dışılığının araştırılması amacıyla düzeyler ve birinci farklar için geleneksel ADF birim kök sınamaları ile DF-GLS birim kök sınamaları yapılmıştır. Bu iki sınama birinci farklar için birbirlerini desteklerken, düzeylerde tümleşme dereceleri açısından çelişkili sonuçlar vermiştir. ADF sınaması her iki reel döviz kuru serisinin de düzeyde birer birim köke sahip olduğuna işaret etmektedir. DF-GLF sınaması ise toptan eşya fiyat endeksi tabanlı reel döviz kurunun düzeyde sıfırıncı dereceden tümleşik olduğunu söylerken, tüketici fiyatları tabanlı reel döviz kuru serisinin ise %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu söylemektedir. Türkiye ekonomisinde son yıllarda ortaya çıkan ciddi finansal krizlerin etkisi dikkate alınmadan varılan bu sonuçlar, birim kök durağan dışılık açısından şüpheli sonuçlar doğurmaktadır. Çünkü krizler serilerde yapısal kırılmalara neden olabilmektedir. Zaman serisi yazınında bu durum üzerinde oldukça yoğun tartışmalar devam etmekle birlikte, belirlenimsel bileşenlerde ortaya çıkması olası yapısal kırılmaların çözümlenmeden dışlanması maliyetinin, birim kök sıfır önsavının eksik reddedilmesi yönünde olduğu üzerinde görüş birliği vardır. Buradan hareketle çözümlenme yapısal kırılmaları dikkate alacak şekilde genişletilmiştir. Ancak olası yapısal kırılmaların dikkate alınmaması kadar kırılma zamanlarının da dışsal kabul edilerek çözümlenmeye yansıtılması da sakıncalıdır. Bu nedenle olası

kırılma zamanlarının tahminine dayalı ve birden çok yapısal kırılmayı da dikkate alan Lee ve Strazicich birim kök sınaması uygulanmış ve tüketici fiyatları ve toptan eşya fiyatları tabanlı reel döviz kurlarının durağan dışı olduğu sonucuna varılmıştır. Her iki seri için de 1994 ve 2001 ekonomik krizleri değişen düzey ve yönelim için birer yapısal kırılma olarak tahmin edilmiştir.

Lee ve Strazicich sınamasının temel aldığı modellerin, Perron (1997) gibi yenilikçi ve eklenir aykırı değer ayırımını yapmaması ve genel olarak sadece yenilikçi aykırı değeri dikkate alması, analizin serilerde ortaya çıkması olası aykırı değerlerin de araştırılması yönünde genişletilmesi ihtiyacını beraberinde getirmiştir. Ayrıca yapısal kırılma varlığında birim kök sınamalarının gücünün düşük olması genel olarak birim kök sıfır önsavının eksik reddedilmesi şeklinde ortaya çıkarken, aykırı değerlerin birim kök sıfır önsavının aşırı reddedilmesine neden olmaktadır. Bu amaçla Perron ve Rodriguez tarafından geliştirilen aykırılık belirleme sınaması ile her iki reel döviz kuru serisinde de 1994:04 ve 2001:04 dönemleri aykırı değer olarak belirlenmiştir. Tahmin edilen aykırı değerlerin Türkiye ekonomisinde son yıllarda meydana gelen iki önemli kriz dönemiyle örtüşmesi önemli bir sonuçtur. Bu aykırı değerlerin reel döviz kurlarının davranışına ne yönde etkileyeceği ise So ve Shin parametrik olmayan işaret sınaması ile irdelenmiştir. Bu sınama sonucunda da genel olarak her iki reel döviz kuru serisi için de ortalamaya dönüş lehinde kanıt bulunamamıştır.

Ortalamaya dönüşün sınanması için tümleşme derecelerinin belirlenmesi ve dolayısıyla ortalamaya göre durağan dışılığın sınanması üzerindeki yoğunlaşma bazı akademik çevrelerde varyans oranları sınamasının kullanılması yönünde bir motivasyon oluşturmuştur. Buna paralel olarak bu çalışmada, zamanın bilinen noktalarındaki yapısal kırılmaları dikkate alan Lee ve diğerleri varyans oranı sınaması yapılmıştır. Her iki seri için de zaman ufku arttıkça rassal yürüyüş sıfır önsavının reddedilemediği sonucuna ulaşılmaktadır. Dolayısıyla varyans oranı sınamaları sonucunda da ortalamaya dönüş lehinde bir kanıt ortaya konulamamıştır.

PPP'nin uzun dönem davranışının sadece reel döviz kurunun ortalamaya dönen bir sürece sahip olup olmadığı açısından ele alınması yeterli değildir. Bu nedenle çalışmada aynı zamanda nominal döviz kurunun, Türkiye ve ABD için hem tüketici ve

hem de toptan eşya fiyatları ile olan uzun dönemli ilişkisi araştırılmıştır. Eştleştirme yöntemi olarak yapısal kırılmaların varlığına olanak tanıyan Johansen ve diğerleri (2000) eştleştirme yordamı kullanılmıştır ve reel döviz kuru durağanlığı araştırmalarında tahmin edilen yapısal kırılmalar bilinen kırılma dönemleri olarak eştleştirme çözümlemesine katılmıştır.

Ampirik bulgular nominal döviz kuruyla hem tüketici fiyatları hem de toptan eşya fiyatları arasında birer eştleştirici yöneyin varlığına işaret etmektedir. Ancak belirlenen eştleştirici yöneyler tüketici fiyatları için düzey ve eğim kırılması varlığında söz konusu olurken, toptan eşya fiyatları için düzey kırılması şeklinde tahmin edilmiştir. Yapılan VECM kısıtlama sınamaları sonucunda, her iki sistem içinde tüm değişkenlerin eştleştirim uzayında yer aldığı bilgisine ulaşılmıştır.

VECM kısıtlama sınama sonuçları aynı zamanda, tüketici fiyatları tabanlı sistem için nominal döviz kuru ve yurtdışı fiyatlarının zayıf dışsal, yurtiçi fiyatlarının içsel olduğunu göstermektedir. Toptan eşya tabanlı sistem için ise sadece yurtdışı fiyatları zayıf dışsal olarak bulunmuştur. Ayrıca her iki sistemde 2001 ekonomik krizinin uzun dönem denge ilişkisi üzerinde etkili olduğu bulunmuş 1994 krizinin ise uzun dönem denge ilişkisi üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığı bulgusuna ulaşılmıştır.

PPP'nin geçerliliği için nominal kurlarla fiyat düzeyleri arasındaki bir eştleştirici yöneyin varlığı gerek şart olmakla birlikte yeter şart değildir. Bunun için PPP'nin geçerliliğini ima eden asıl, zayıf ve çok zayıf uyarlamalar için katsayı kısıtlamalarının sınanması gerekmektedir. Yapılan LR sınaması sonucunda PPP sıfır önsavı tüketici fiyatları tabanlı sistem için asıl, zayıf ve çok zayıf kısıtlamalarını istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde reddetmektedir. Ancak toptan eşya fiyatları tabanlı sistem için PPP'nin çok zayıf uyarlamasının geçerli olduğu bulunmuştur.

Sonuç olarak gerek reel döviz kuru durağan dışılığı açısından gerekse nominal kurlar ve fiyatlar arasındaki eştleştirme açısından PPP'nin uzun dönem geçerliliği tez tarafından güçlü kanıtlarla desteklenememektedir. Buna bağlı olarak TL/\$ için uzun dönem denge kuru tahmininde PPP'nin bir araç olarak kullanılması pek olanaklı görülmemektedir. Ayrıca özellikle ülkenin dış ticareti yönünden önemli bir gösterge

olan denge döviz kurlarının eksik ya da aşırı değerliliği konusunda PPP'nin bir ölçü olarak kullanılması sakıncalıdır.

PPP'nin uzun dönemde geçersizliği, Türkiye için PPP'den meydana gelen sapmalar ve bu sapmaları ortaya çıkaran nedenlerinin ortaya konularak araştırılmasının gerekliliğini doğurmuştur. Bu amaçla tezde ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerinin reel döviz kurunun sürengeliğine olan etkisi üzerinde durulmuştur. Çok denklemlili Johansen ve diğerleri (2000) ve tek denklemlili Pesaran ve diğerleri (2001) eştümleşim sınamaları kullanılarak, 1986:1-2006:3 çeyrek yıllık verileri için reel döviz kuru ve Türkiye ve ABD ticarete konu olmayan malların fiyat düzeyleri arasındaki uzun dönemli ilişki tahmin edilmiştir. 1994 ve 2001 ekonomik krizlerinin de tahmin sürecine katıldığı çözümlemede Johansen ve diğerleri (2000) yordamı ile elde edilen uzun dönem tahminlerinin Pesaran ve diğerleri (2001) yaklaşımına kıyasla daha sağlıklı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Johansen ve diğerleri (2000) yaklaşımı sonuçlarına göre Türkiye için ticarete konu olan mal fiyatlarındaki artış uzun dönemde reel döviz kurunu arttırmakta, ABD için ticarete konu olmayan malların fiyat düzeylerindeki artış ise uzun dönemde reel döviz kurunu azaltmaktadır. Bu sonuç iktisadi beklentilerle uyumludur. Ancak Pesaran ve diğerleri (2001) yaklaşımı sonucunda her iki fiyat düzeyinin de uzun dönemde reel döviz kurunu arttırdığı bulunmuştur ki bu durum iktisadi beklentileri karşılamamaktadır.

Satılma gücü paritesi yaklaşımına yöneltilen eleştirilerden biri de döviz kuru davranışını açıklamada PPP'nin sadece mal piyasasını dikkate almasıdır. Ancak daha önce de belirtildiği gibi parasal etkenlerin reel etkenlerden daha baskın olduğu ortamlarda mal piyasasındaki fiyatlar genel düzeyinin nominal döviz kurlarına nazaran daha az bir değişkenlik göstermesi olağan bir durumdur. Dolayısıyla Türkiye gibi gelişen piyasaların söz konusu olduğu bir ülkede, özellikle 2002 sonrasında uluslararası sermaye hareketlerine oldukça duyarlı olan döviz kuru davranışının açıklanmasında, hem mal ve hem de varlık piyasalarının aynı anda dikkate alınması önemlidir. Bu noktadan hareketle tezde, Türkiye ve ABD arasında satılma gücü paritesi ile uluslararası sermaye hareketlerinin gündeme getirdiği faiz oranı paritelerinin geçerliliği yapısal kırılmalarla eşanlı olarak ele alınmıştır.

Uluslararası parite koşullarının geçerliliğinin sınanması için Johansen ve diğerleri (2000) yordamı 1994 ve 2001 kırılmaları dikkate alınarak uygulanmıştır. Sonuç olarak, 1990:01-2006:07 dönemi aylık verileri ile birlikte, Türkiye ve ABD için faiz oranları, enflasyon oranları ve TL/\$ reel döviz kuru arasında üç tane eştümleşim ilişkisi bulunmuştur. Sonrasında yapılan VECM sınamaları sonucunda satınalma gücü, reel faiz oranları ve Fisher etkisi paritelerinin geçerliliği eşanlı olarak reddedilmiştir. Ancak üç eştümleşme ilişkisinin varlığı, uluslararası pariteler geçersiz olsa bile pariteler arasında üç tane denge koşulunun oluştuğuna işaret etmektedir. Tam belirginleştirilme sınaması sonucunda Türkiye ve ABD enflasyonlarının PPP'den sapmalara ve faiz oranlarındaki hareketlere reaksiyon fonksiyonlarını ortaya konmuştur. Üçüncü ilişki ise PPP ile birlikte Fisher etkisi paritesi ilişkisi olarak tahmin edilmiştir.

Kaynakça

Abuaf, N. - Jorion, P., “Purchasing Power Parity in the Long Run”, Journal of Finance, vol. 45, 1990, pp. 157–174.

Adler, M. - Lehman, B., “Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run” Journal of Finance, vol. 39, 1983, pp. 1471–1487.

Aggarwal, R. - Simmons, W., “Purchasing Power Parity and Economic Integration Among Caribbean Countries: Evidence from the 1980s and 1990s”, Available: <http://www.EconModels.com>, 2002, pp. 1–20.

Akgül, I., “Satınalma Gücü Paritesi: Uzun Dönem Analizi”, Marmara Üniversitesi Ekonometri Dergisi, 1995, ss. 61–100.

Akgül, I., *Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri* , Der Yayınları, İstanbul, 2002.

Aklan. N. A., “Kriz Sonrası Süreçte Türkiye Ekonomisinde Uygulanan Döviz Piyasası Müdahalelerinin Etkinliği ”, Akdeniz İ.İ.B.F Dergisi, vol. 13, 2007, pp. 222–251.

Bahmani - Oskooee, M., “Do Exchange Rates Follow a Random Walk Process in Middle Eastern Countries?”, Economics Letters, vol. 58, 1998, pp. 339–344.

Baillie, R. T. - Selover, D. D., “Cointegration and Models of Exchange Rate Determination”, International Journal of Forecasting, vol. 3, 1987, pp. 43–51.

Balassa, B., “The Purchasing Power Parity Doctrine: A Reappraisal”, Journal of Political Economy, vol. 72, 1964, pp. 584–596.

Banerjee, A. ve diğerleri, “Recursive and Sequential Tests of the Unit Root and Break Hypothesis: Theory and International Evidence”, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, 1992, pp. 271–287.

Beaulieu J. J. - Miron, J. A., “Seasonal Unit Root in Aggregate U.S. Data”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 4829, 126, 1992.

Berument, H., “Döviz Kuru Hareketleri ve Enflasyon Dinamiği: Türkiye Örneği”, 2002, http://www.bilkent.edu.tr/~economics/papers/02-02%20DP_H.Berument.pdf.

Breuer, J. B., “An Assessment of the Evidence on Purchasing Power Parity”, ed. Kohn Williamson, 1994, pp. 245–277.

Cassel, G., *The World's Money Problem*, Dutton and Co., New York, 1921.

Campbell, J. Y. - Perron P., “Pitfalls and Opportunities: What Macroeconomists Should Know About Unit Roots”, National Bureau of Economic Research Technical Working Paper, No: 0100, 1991.

Celasun, O., “The 1994 Currency Crisis in Turkey”, World Bank Policy Research Working Paper No. 1913, 1998.

Cheung, Y. W. - Lai, K. S., “Long Run Purchasing Power Parity During the Recent Float”, Journal of International Economics, vol. 34, 1993, pp. 180–192.

Cheung, Y. W. - Lai, K. S., “Parity Reversion in Real Exchange Rates during the post-Bretton Woods Period”, Journal of International Money and Finance, vol. 17, 1998 pp. 597–614.

Christiano, J. L., “Searching for a Break in GNP”, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, 1992, pp. 237–250.

Cumby, R. - Obfeld, M., “Exchange Rate Expectations and Nominal Interest Rates: A Test of the Fisher Hypothesis”, Journal of Finance, vol. 36: 1981, pp. 697–703

Corbae, D. – Oularis, S., “Cointegration and Tests of Purchasing Power Parity”, Review of Economics and Statistics, vol. 70, 1988, pp. 508–521.

Culver, S. E. – Papel, D. H. “Long Run PPP with Short-Run Data: Evidence with a Null Hypothesis of Stationarity”, Journal of International Money and Finance, vol. 18, 1999, pp. 751–768.

Darby, M., “Movements in Purchasing Power Parity: The Short and Long Runs”, The International Transmission of Inflation, eds. M. Darby and J. Lothian, University of Chicago Press, Chicago, 1983.

Dawson, P. J. - Sanjuan, A. I., “Structural Breaks, the Export Enhancement Program and the Relationship between Canadian and US Hard Wheat Prices”, Journal of Agricultural Economics, vol. 57, 2005, pp. 101–116.

Davidson, R. – MacKinnon, J. G., *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York, 1993.

De Gregorio ve diğerleri “The Behavior of Nontradable Goods Prices in Europe: Evidence and Interpretation”, Review of International Economics, vol. 2, 1994, pp. 284–305.

De Gregorio ve diğerleri “International Evidence on Tradables and Nontradables Inflation”, European Economic Review vol. 38, 1994, pp. 1225–1244.

Dickey, D. A. – Fuller, W. A., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, Journal of American Statistical Association, vol. 74, 1979, pp. 427–431.

Dickey, D. A. – Fuller, W. A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, Econometrica, vol. 55, 1981, pp. 251–276.

Dickey, D. A. – Pantula, S. G. “Determining Order of Differencing in Autoregressive Processes”, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 5, 1987, pp. 455–461.

Diebold, F. X. ve diğerleri, “Real xchange Rates under Gold Standart”, Journal of Political Economy, vol. 99, 1991, pp. 1252–1271.

Diñçer, N. N., Döviz Kuru Dalgalanmalarının Asimetrik Etkileri: Türkiye Örneği, DPT Basılmamış Uzmanlık Tezi, 2005.

Dornbusch, J.A., “Expectations and Exchange Rate Dynamics”, Journal of Political Economy , vol. 86, 1976, pp. 1161–1176.

Dutton, M. - Strauss, J., “Cointegration tests of purchasing power parity: the impact of non-traded goods”, Journal of International Money and Finance, vol. 16, 1997, pp. 433–444.

Edison, H., “Purchasing Power Parity in the Long Run: A Test of the Dollar/Pound Exchange Rate (1890-78)”, Journal of Money, Credit, and Banking, vol. 19, 1987, pp. 376–387.

Edwards, S., “Capital Flows to Latin America” International Capital Flows, (ed.) Martin Feldstein, National Bureau of Economic Research, Cambridge, 1999.

- Elder, J. - Kennedy, P. E., “F Versus t Tests for Unit Roots”, Economics Bulletin, vol. 3, 2001, pp. 1–6.
- Elliot, G. ve diğ erleri, “Efficient Tests for an Autoregressive Unite Root”, Econometrica, vol. 64, 1996, pp. 813–836.
- Ellsworth, P. T. - Leith, J. C., *International Economy*, Fifth Edition, Macmillan Pub. USA, 1975.
- Enders, W., “Arima and Cointegration Tests of PPP under Fixed and Flexible Exchange Rate Regimes” Review of Economics and Statistics, vol. 70, 1988, pp .505–508.
- Enders W., *Applied Econometric Time Series*, John Wiley & Sons, USA, 2004,
- Engel, C., “Is Real Exchange Rate Variability Caused by Relative Price changes? An empirical investigation”, Journal of Monetary Economics vol. 32 1993, pp. 35–50.
- Engel, C. - Rogers, J., “How Wide is the Border”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No.4829, 1995.
- Engle, R. - Granger, C., “Cointegration and Error Correction Representation, Estimation, and Testing”, Econometrica, vol. 55, 1987, pp. 251-276.
- Erlat, H., “The Nature of Persistence in Turkish Real Exchange Rates”, Emerging Markets Finance and Trade, vol. 39, 2003, pp. 70–97.
- Erlat, H., “Unit Roots or Nonlinear Stationarity in Turkish Real Exchange Rates” Applied Economics Letters, vol. 11, 2004, pp. 645–650.
- Ertaş, S. v- Ertaş, E., “Yabancı Sermaye Giriş i Ve Reel Döviz Kuru: Türkiye Örneğ i”, 8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 2007.
- Feenstra, R. C., “Estimating the Effects of Trade Policy” Handbook of International Economics, (eds.) E. Grossman and K. Rogoff, vol. 3, North Holland, Armsterdam, 1995.
- Fisher, E. – Park, J. “Testing Purchasing Power Parity under the Null Hyphptesis of Co-integration”, The Economic Journal, vol. 101, 1991, pp. 1476–1484.

- Frankel, J. A., “International Capital Mobility and Crowding Out in the U.S. Economy: Imperfect Integration Financial Markets or Goods Markets?” How Open is the U.S. Economy, (ed.) R. Hafer, Lexington Books, Lexington, 1986.
- Frankel, J. A., “Zen and the Art of Modern Macroeconomics: A Commentary”, Monetary Policy for a Volatile Global Economy, (eds.) W.S. Haraf and T. D. Willet, AEI Pres, Washington D. C. , 1990.
- Frankel J. A. – Rose, A. K., “A panel Project on Purchasing Power Parity: Mean Reversion Within and Between Countries ”, National Bureau of Economic Research Working Paper, No. 5006, 1995.
- Frenkel, J., “The Collapse of Purchasing Power Parity During the 1970s”, European Economic Review, vol. 16, 1978, pp. 145– 65.
- Froot, K. - Rogoff, K. “Perspectives on PPP and Long-Run Real Exchange Rates”, Handbook of International Economics, (eds.) E. Grossman and K. Rogoff, vol. 3, North Holland, Amsterdam, 1995.
- Gilbert, M. - Kravis, I. B., “An International Comparison of National Products and the Purchasing Power of Currencies: A Study of the United States, the United Kingdom, France, Germany and Italy”, The Organisation for European Economic Co-Operation, 1954.
- Giovanni, A., “Exchange Rates and Traded Good Prices”, Journal of International Economics, vol. 24, 1988, pp. 45–68.
- Glen, J. D., “Real Exchange Rates in the Short, Medium, and Long Run”, Journal of International Economics, vol. 33, 1992, pp.147–166.
- Gökcan, A. – Özmen, E., “Deviations from PPP and UIP in a Financially Open Economy: The Turkish Evidence”, Applied Financial Economics, vol. 14, 2004, pp. 779–784.
- Granger, C., “Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 48, 1986, pp. 213–228.

- Gu, C., Empirical Analysis Of Money Demand in China: A Cointegration Approach”, American University, (Yayımlanmamış Doktora Tezi), 2004, Washington, 2004.
- Haberler, G., “The Choice of Exchange Rates after the War” The American Economic Review, vol. 35, 1945, pp. 308–318.
- Hakio, C., “A Reexamination of Purchasing power Parity”, Journal of International Economics, vol. 17. 1984, pp. 165–277.
- Hall, A., “Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection”, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 12, 1994, pp. 461–470.
- Hamilton, J. D., *Time Series Analysis*, Princeton University Press: Princeton, 1994.
- Hansen, B., “Efficient Estimation and Testing of Cointegrating Vectors in the Presence of Deterministic Trends”, Journal of Econometrics, vol. 53, 1992, pp. 87–121.
- Hansen, H. – Juselius, K.,. “CATS in RATS: Cointegrated Analysis of Time Series”, Evanston, Illinois: Estima. 1995.
- Harris, R. - Sollis, R., *Applied Time Series Modeling and Forecasting*, John Wiley and Sons, Chichester, W. Sussex, 2003.
- Hatanaka, M., *Time Series Based Econometrics, Unit Roots and Cointegration*, Oxford University Press, Oxford, 1996.
- Hsieh, D.A., “The Determination of the Real Exchange Rate: The Productivity Approach”, Journal of International Economics, vol. 12, 1982, pp. 355–362.
- Huizinga, J., “An Empirical Investigation of the Long Run Behavior of Real Exchange Rates”, Carnegie-Rochester Series on Public Policy, (eds.) K. Brunner and A. Meltzer, vol. 27, 1987, pp. 149–215.
- Hylleberg, S. ve diğerleri, “Seasonal Integration and Cointegration” Journal of Econometrics, vol. 44, 1990, pp. 215–238.
- Isaard, P., “How Far Can We Push the Law of One Price”, American Economic Review, vol. 67, 1977, pp. 942–948.

- Işığçok, E., *Zaman Serilerinde Nedensellik Çözümlemeleri*, Uludağ niversitesi Basımevi, Bursa, 1994.
- İyibozkurt, E., *Uluslararası İktisat Teori-Politika-Uygulama*, Ezgi Kitabevi, Bursa, 2001.
- İnandım, Ş., *Kısa Vadeli Sermaye Hareketleri İle Reel Döviz Kuru Etkileşimi: Türkiye Örneği*, TCMB Basılmamış Uzmanlık Tezi, 2005.
- Johansen, S., “Statistical analysis of cointegration vectors”, Journal of Economic Dynamics and Control, vol.12, 1988, pp. 231–254.
- Johansen, S. - Juselius, K., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 52, 1990, pp. 169–210.
- Johansen, S., - Juselius, K., “Testing Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of the PPP and the UIP for UK”, Journal of Econometrics, vol. 53 1992, pp. 211–244.
- Johansen, S., - Juselius, K., “Identification of the Long-Run and the Short-Run Structure. An Application to the ISLM Model”, Journal of Econometrics, vol. 63, 1994, pp. 7–36.
- Johansen, S. et al., “Cointegration Analysis in The Presence of Structural Breaks in The Deterministic Trend”, Econometrics Journal, vol.3, 2000, pp. 216–249.
- Jorion, P. - Sweeney R. J., “Mean Reversion in Real Exchange Rates: Evidence and Implications for Forecasting”, Journal of International Money and Finance, vol. 15, 1996, pp. 535–550.
- Juselius, K., “Domestic and Foreign Effects on Prices in an Open Economy. The Case of Denmark”, Journal of Economic Policy Modeling, 14, 1992, pp. 401–428.
- Juselius, K. - MacDonald, R., “International Parities Between Germany and the USA”, European University Institute, Unpublished Report, 2000.
- Juselius, K. - MacDonald, R., “Interest rate and price linkages between the USA and Japan: evidence from the post-Bretton Woods period”, CES info Working paper, 2002.

- Juselius, K. MacDonald, R., “International Parity Relationships Between Germany and the United States”, Working Paper, 2003.
- Juselius, K. - MacDonald, R., “International Parity Relationships Between the USA and Japan”, Japan and the World Economy, vol. 16, 2004, pp. 17–34.
- Kakkar, V. - Ogaki, M., “Real Exchange Rates and Nontradables: A Relative Price Approach”, Journal of Empirical Finance, vol. 6, 1999, pp. 193–215.
- Kakkar, V., “Long-run Real Exchange Rates: Evidence From Mexico”, Economics Letters, vol. 72, 2001, pp. 79–85.
- Kasa, K., “Adjustment Costs and Pricing to Market: Theory and Evidence”, Journal of International Economics, vol. 32, 1992, pp. 1–30.
- Keynes, J. M. “The Prospects of the Sterling Exchange”, Yale Review, 1932.
- Kibritçioğlu, A., *Uluslararası Makro İktisat*, TDFOB, Yayınları , Ankara, 1996.
- Kim, Y., “Purchasing Power Parity in the Long Run: A Cointegration Approach”, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 22, 1990, pp. 491–503.
- Knetter, M., “Price Discrimination by U.S. and German Exporters”, American Economic Review, vol. 79, 1989, pp. 198–210.
- Knetter, M., “International Comparisons of Price-to-Market Behavior Price-to-Market Behavior”, American Economic Review, vol. 83, 1993, pp. 473–486.
- Kohli, R., “Real Exchange Rate Stationarity in Managed Floats: Evidence from India”, Economic Political Weekly, vol. 2, 2002, pp. 475 – 482.
- Krugman, P., “Purchasing Power Parity and Exchange Rates: Another Look at the Evidence”, Journal of International Economics, vol.8, 1978, pp. 397–407.
- Kugler, P. - Lenz, C., “Multivariate Cointegration Analysis and the Long Run Validity of PPP”, Review of Economics and Statistics, vol. 75, 1993, 530–539.
- Lee, J. - Strazicich, M. C., “Break Point Estimation and Spurious Rejections with Endogenous Unit Root Tests,” Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 63 2001, pp. 535 – 558.

- Lee, J. - Strazicich, M. C., “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test with Two Structural Breaks”, Review of Economics and Statistics, vol. 85, 2003 pp. 1082 – 1089.
- Lee, Y-S ve diğerleri, “Revisiting the Martingale Hypothesis for Exchange Rates”, University of Durham Working Paper, 2004.
- Liu, P., “Purchasing Power Parity in Latin America: A Cointegration Analysis” Weltwirtschaftliches Archiv, vol. 128, pp. 662–679.
- Lo, A. W. – MacKinlay, A. G., “Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test”, Review of Financial Studies, vol.1, 1988, pp. 41–66.
- Lopez, C. ve diğerleri, “State of the Art Unit Root Tests and Purchasing Power Parity”, Journal of Money, Credit and Banking, vol. 37, 2005, pp. 361–369.
- Lothian, J. R. – Taylor, M. P., “Real Exchange Rate Behavior: The Recent Float from the Perspective of the Past Two Centuries”, The Journal of Political Economy, vol. 104, 1996, pp. 488 – 509.
- Lumsdaine, R. – Papell, D., “Multiple Trend Breaks and the Unit-Root Hypothesis”, Review of Economics and Statistics vol. 79, 1997, pp. 212–218.
- MacDonald, R., “Long-Run Exchange Rate Modelling: A Survey of the Recent Evidence”, International Monetary Fund Staff Papers, vol. 42, 1995.
- MacDonald, R. - Stein, J., *Equilibrium Exchange Rates*, Kluwer Academic Publisher, 1999.
- MacKinnon, J. G., “Critical Values for Cointegration Tests in Long Run Economic Relationships, eds. R. F. Engle and C. W. J Granger, Oxford University Press, 1991.
- Mahdavi, S. - Zhou, S., “Purchasing Power Parity in High Inflation Countries: Further Evidence”, Journal of Macroeconomics, vol. 16, 1994, pp. 403–22.
- Mokoena, T. M., “Taking The Puzzle out of the Purchasing Power Parity Puzzle: An Application in Respect of South Africa”, South African Journal of Economics, vol. 75, 2007, pp. 22–27.

- Mark, N., “Real and Nominal Exchange Rates in the Long Run: An Empirical Investigation”, Journal of International Economics, vol. 28, 1990, pp. 115–136.
- Meese, R. - Rogoff, K., “Was it Real? The Exchange Rate Interest Differential Relation Over the Modern Floating Exchange Rate Period”, Journal of Finance, vol. 43, 1988, pp. 933–948.
- Metin, K., “A Test of Lon-run Purchasing Power Parity and Uncovered Interest Rate Parity: Turkish Case? Bilkent University Discussion Papers, No. 94-2, 1994.
- Metin, K. – Taşkın, F., “Does Purchasing Power Parity Hold in the Long-run? Evidence for Developing Countries”, Bilkent University, Department of Economics, Working Paper, No. 94-19, 1994.
- Michael, P. ve diğerleri, “Transactions Costs and Nonlinear Adjustment in Real Exchange Rates: An Empirical Investigation”, Journal of Political Economy, vol. 105, 1997, pp. 862 –879.
- Mustafaoğlu, Z. “The Empirical Investigation of Purchasing Power Parity: The Case of Turkish Real Exchange Rates”, State Planning Organization Working Paper, 1999.
- Narayan S. - Narayan P. K., “Determinats of demand of Fiji’s exports: An empirical investigation”, The Developing Economic, vol. 17, 2004, pp. 95-112.
- Nelson, C. R. – Plosser C. I., “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series”, Journal of Monetary Economics, vol. 10, 1982, pp. 139–162.
- Nunes, L. ve diğerleri, “Testing for Unit Roots with Breaks: Evidence on the Great Crash and the Unit Root Hypothesis Reconsidered”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, 59, 1997, pp. 435 – 448.
- Ogaki, M. - Vataja, J., “Testing Industry Level Purchasing Power Parity in Finland: A Cointegration Approach”, Working Paper, 1996.
- O’Connell, P. G. J., “The Overvaluation of Purchasing Power Parity”, Journal of International Economics, vol. 44, 1998, pp. 1–19.
- Officer, L, “The Purchasing Power Parity Theory of Exchange Rates: A Review Article”, IMF Stuff Paper, No: 23, 1976, pp. 1–60.

Osterwald-Lenum, M., “A Note with Quantiles of The Asymptotic Distribution of The Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics: Four Cases”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, 1992, pp. 461–72.

Önder, Y., Dalgalanma Korkusu ve Türkiye Örneği, TCMB Uzmanlık Yeterlilik Tezi, 2007.

Özatay, F. - Sak, G., “The 2000-2001 Financial Crisis”, Working Paper for Brookings Trade Forum, 2002.

Özdemir, Z. A., “The purchasing power parity hypothesis in Turkey: evidence from nonlinear STAR error correction models”, Applied Economics Letters, vol. 15, 2008, pp. 307–311.

Özmen, E. – Gökcan, A. “Do PPP and UIP Need Each Other in a Financially Open Economy? The Turkish Evidence”, METU Economic Research Center Working Papers No: 01/01, 2002.

Parasız, İ. ve Yıldırım, K., *Uluslararası Finansman Teori ve Uygulama*, Ezgi Kitabevi Yayınları, Bursa, 1994.

Park, J. Y., “Canonical Cointegrating Regressions”, Econometrica, 60, 1992, pp. 119–143.

Papell, D. H., “Searching for Stationarity: Purchasing Power Parity under the Current Float”, Journal of International Economics, vol. 43, 1997, pp. 313–332.

Patterson, K., *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, st. Martin’s Pres, NewYork, 2000.

Perron.P., “The Great Crash, the Oil Price Shock, and the UNit Root Hypothesis”, Econometrica, vol. 57, 1989, pp. 1361–1401.

Perron, P. - Vogelsang T. J., “Testing for a Unit Root in Time Series with a Changing Mean: Corrections and Extensions”, Journal of Business and Economic Statistics, vol. 10, 1992, pp. 467 – 470.

- Perron, P., "Trend, Unit Root and Structural Change in Macroeconomic Time Series", Cointegration for the applied economists, ed. B. B. Rao, Macmillan Press, Basingstoke, 1994.
- Perron, P., "Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables," Journal of Econometrics, vol. 80, 1997, pp. 355 – 385.
- Perron, P. - Rodriguez, G., "Searching for Additive Outliers in Nonstationary Time Series", Journal of Time Series Analysis, vol. 32, 2003, pp. 193–220.
- Pesaran M. H. ve diğeri, "Structural Analysis of Vector Error Correction Models with Exogenous I(1) Variables", Journal of Econometrics, vol. 97, 2000, pp. 293 – 343.
- Pesaran M. H. ve diğeri, "Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, Journal of Applied Econometrics, vol. 16, 2001, pp. 289 – 326.
- Philips, P. C. B. – Loretan, M., "Estimating Long-Run Economic Equilibria", Review of Economic Studies, vol 5, 1991, pp. 407–436.
- Razin, A., "The Dynamic-optimizing Approach to the Current Account: Theory and Evidence", National Bureau of Economic Research, Working Paper, No. 4334 Cambridge, MA. 1993.
- Richardson J. D., "Some Empirical Evidence on Commodity Arbitrage and the Law of One Price", Journal of International Economics, vol. 8, 1978, pp. 34–351.
- Rogers, J.H. – Jenkins, M.A., "Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates", Journal of International Economics, vol. 38, 1995, pp. 339–360.
- Rogoff, K. "The Purchasing Power Parity Puzzle", Journal of Economic Literature, vol. 34, 1996, pp. 647–668.
- Roll, R., "Violations of Purchasing Power Parity and their Implication for Efficient International Commodity Markets", International Finance and Trade, vol. 1, (eds.) M. Sarnat and G. P. Szego , Ballinger Cambridge, 1979.
- Rossi, B., "Testing Long-Horizon Predictive Ability with High Persistence, and the Meese–Rogoff Puzzle," International Economic Review, vol. 46, 2005, pp. 61–92.

- Said, E. S. – Dickey, D. A., “Testing for unit roots in autoregressive-moving average models of unknown order”, Biometrika, vol. 73, 1984, pp. 599–607.
- Salehizadeh, M., - Taylor, R., “A Test of Purchasing Power Parity for Emerging Economies”, Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, vol. 9, 1999 pp. 183–193.
- Samuelson, P. A. Theoretical notes on trade problems, Review of Economics and Statistics, vol. 46, 1964, pp. 145–154.
- Sarantis, N., “Modeling Non-linearities in Real Effective Exchange Rates”, Journal of International Money and Finance, vol. 18, 1999, pp. 27–45.
- Sargan, J. D., “Wages and Prices in the United Kingdom: A Study of Econometric Methodology”, (eds.) P. E. Hart, G. Mills and J. K. Whitaker, *Economic Analysis for National Economic Planning*, London, 1964.
- Sarno, L., “Real Exchange Rate Behaviour in High Inflation Countries: Empirical Evidence from Turkey”, Applied Economics Letters, vol.7, 2000, pp. 285–291.
- Sarno, L. – Taylor, M. P., *Recent Developments in the Economics of Exchange Rates*, Aldershot: Edward Elgar, 2002.
- Sarno, L. ve diğerleri, "Nonlinear Dynamics in Deviations from the Law of One Price: A Broad-based Empirical Study", Journal of International Money and Finance, vol. 23, 2004, pp. 1–25.
- Sayyan, H., “Satınalma Gücü Paritesi: Vektör Hata Giderme Yaklaşımı”, İktisat İşletme ve Finans, vol. 96, 2005, ss. 96–104.
- Sevüktekin, M. – Nargeleçekenler, M., *Ekonometrik Zaman Serileri Analizi*, Nobel Yayınları, Ankara, 2007.
- Seyidoğlu, H., *Uluslararası Finans*, Güzem Yayınları, İstanbul, 2001.
- Schmidt, P. – Phillips, P. C. B., “LM Tests for a Unit Root in the Presence of Deterministic Trends”, Oxford Bulletin of Economics and Statistics, vol. 54, 1992, pp. 257–287.

Shively, P. A., "A Test of Long Run Purchasing Power Parity", Economics Letters, vol. 73, 2001, pp. 20–205.

Seyidođlu, H., *Uluslararası Finans*, Güzem Yayınları, İstanbul, 2001.

Shively, P. A., "Threshold stationary real exchange rates: a nonlinear, multivariate approach." Economics Bulletin, vol. 6, 2003, pp. 1–11.

So, B. S. - Shin, D. W., "An Invariant Sign Test for Random Walk Based Recursive Median Adjustment", Journal of Econometrics, vol. 102, 2001 pp. 197–229.

Summers, R. – Heston, A., "The Penn World Table (Mark 5): an expanded set of international comparisons, 1950-1988, Quarterly Journal of Economics, vol. 106, 1991, pp. 327–368.

Taştan, H., "Do Real Exchange Rates Contain a Unit Root? Evidence from Turkish Data", Applied Economics, vol. 37, 2005, pp 2037–2053.

Taussig, F. W., *International Trade*, <http://www.sotsium.ru/books/122/186/taussig1927>, 1927.

Taylor, M. P., "An Empirical Examination of Longrun Purchasing Power Parity Using Cointegration Techniques", Applied Economics, vol. 20, 1987, pp. 1369–1381.

Taylor, M. – McMahon, P. C., "Lung-Run Purchasing Power Parity in the 1920s", European Economic Review, vol. 32, 1988, pp. 179–197.

Taylor, M. P. – Sarno. L., "The Behaviour of Real Exchange Rates during the post-Bretton Woods Period", Journal of International Economics, vol. 46, 1998, pp. 281–312.

Taylor, M. P. ve diđerleri, "Nonlinear Mean Reversion in Real Exchange Rates: Towards a Solution to the Purchasing Power Parity Puzzles", International Economic Review, vol. 42, 2001, pp. 1015–1042.

Taylor, A. M., "A Century of Purchasing Power Parity", Review of Economics and Statistics, vol. 84., 2002, 139–150.

Taylor, M. P., "Purchasing Power Parity", Review of International Economics, vol. 11, 2003, pp. 436–452.

Telatar, E. - Kazdađlı, H., “Re-Examine the Long-Run Purchasing Power Parity Hypothesis for a High Inflation Country: The Case of Turkey”, Applied Economic Letters, vol. 5, 1998, pp. 51–53.

Temurlenk, S., “Birlikte Bütünleşme, Hata Düzeltmesi ve Satınalma Gücü Paritesi: Türkiye Üzerine Bir Uygulama (1960-1993)”, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, vol. 11, 1995, ss. 89-106.

Temurlenk, S., “Weak and Strong Form Tests for Purchasing Power Parity: Evidence from Turkey”, Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, vol. 13, 1999, ss. 197–206.

Wang, P, *The Economics of Foreign Exchange and Global Finance*, Springer, Heidelberg Germany, 2005.

Yoshikawa, H., “On the Equilibrium Yen–Dollar Rate”, American Economic Review, vol. 80, 1990, pp. 576–583.

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

ÖZGEÇMİŞ

Doğum Yeri ve Yılı : İSTANBUL 1972

Öğr. Gördüğü Kurumlar	Başlama Yılı	Bitirme Yılı	Kurum Adı
Lisans	1995	1999	Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F Ekonometri Bölümü
Yüksek Lisans	1999	2002	Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
Doktora	2002	2008	Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü
Bildiği Yabancı Diller	: İngilizce		
Çalıştığı Kurum (lar)	Başlama ve Ayrılma Tarihleri	Kurum Adı	
	2000	...	Uludağ Üniversitesi İ.İ.B.F. Ekonometri Bölümü

Yayın Bilgileri:

“Çağdaş Sanayi Merkezlerinde Kadın İşgücünün Konumu: Bursa Örneği” TISK Yayın No.219, Mart 2002.

“Yapısal Kırılma Varlığında Türkiye ve Dünya Pamuk Fiyatları Eş-bütünleşik mi?”, 8. *Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi 24-25 Mayıs 2007 – İnönü Üniversitesi, Malatya* (Süleyman Karaman ile birlikte).

“Demographic Transition and Economic Growth in Turkey”, *International Conference on Business Management and Economics’07, 13-17 June 2007 Izmir Turkey* (Sibel BALI ERYİĞİT ile birlikte).

“Cotton Market Efficiency: Turkey, the U.S. and Greece”, *World Cotton Research Conference-4, Texas Tech University, 10-14 September 2007, Lubbock-Texas USA* (Süleyman KARAMAN ile birlikte).

“Price Linkages in World Cotton Markets and Cointegration Tests, Structural Breaks”, *World Cotton Research Conference-4, Texas Tech University, 10-14 September 2007, Lubbock-Texas USA* (Süleyman KARAMAN ile birlikte).

“Macroeconomic Linkages Between High-Tech Innovation, Economic Growth and Trade: Evidence from Turkey”, *International 6th Knowledge, Economy & Management Congress, 26-28 December 2007, Istanbul Turkey* (Sibel BALI ERYİĞİT ile birlikte).

“Potential Linkages Between Defense, Education and Economic Growth: Evidence from Turkey”, *12th Annual International Conference on Economics and Security, 11-13 June 2008 METU, Ankara, Turkey* (Sibel BALI ERYİĞİT ile birlikte).

“The Effects of Market Competition and Computer-Aided Manufacturing on Use of Multiple Performance Measures: Evidence from Turkey”, *Yeditepe International Research Conference on Business Strategies, 13-15 June 2008, Yeditepe University, Istanbul, Turkey* (Zehra Berna AYDIN ile birlikte).

Hakemlik/Danışmanlık/Editörlük Deneyimi:

“The Causes of International Capital Flows: The Review of Seven Asian Newly-Developing Countries”, *Economic Modelling*, “reviewer”, 2008.