

**T.C
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
İŞLETME ANABİLİM DALI
FİNANS BİLİM DALI**

Yüksek Lisans Tezi

**DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNİ
AÇIKLAYAN ULUSLARARASI PARİTE
KURAMLARININ KIRILGAN BEŞLİ
ÜLKELERİNDE GEÇERLİLİĞİNİN TEST
EDİLMESİ**

Ahmet Bülent ATASOY

2501121136

**Danışman
Yrd. Doç. Dr. Tülin ATAKAN**

İstanbul, 2015



Y Ü K S E K L İ S A N S
T E Z O N A Y I

ÖĞRENCİNİN

Adı ve Soyadı : AHMET BÜLENT ATASOY

Numarası : 2501121136

Anabilim/Bilim Dalı : FİNANS

Tez Savunma Tarihi: 25.05.2015

Danışman : YRD.DOÇ.DR.TÜLİN ATAKAN

Tez Savunma Saati : 14.30

Tez Başlığı : DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNİ AÇIKLAYAN ULUSLARARASI
PARİTE KURAMLARININ KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİNDE GEÇERLİLİĞİNİN TEST
EDİLMESİ.

JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
PROF.DR.İHSAN ERSAN		Kabul
YRD.DOÇ.DR.TÜLİN ATAKAN		Kabul
YRD.DOÇ.DR.FUNDA SEZGİN		Kabul

YEDEK JÜRİ ÜYESİ	İMZA	KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME)
DOÇ.DR.ALİ HEPŞEN		
YRD.DOÇ.DR.AYCAN HEPSAĞ		

ÖZ

DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNİ AÇIKLAYAN ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARININ KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİNDE GEÇERLİLİĞİNİN TEST EDİLMESİ

AHMET BÜLENT ATASOY

Döviz kurları, ülkelerin ekonomik istikrarı için en önemli parametrelerden biridir. Küresel dünya ekonomisinde, doğru fiyatlanan döviz kurları; bir ülkedeki yabancı reel sektör yatırımlarında, ülkenin dış ticaretinde, kısa vadeli portföy yatırımlarında ve ödemeler dengesinde öneme sahiptir.

Uluslararası Parite Kuramları, enflasyon oranları ve nominal faiz oranları vasıtasıyla, ülkelerin döviz kurlarının belirlenmesinde teorik açıklamalar sağlar. 1973 Bretton Woods Sistemi'nin çökmesiyle, Sabit Kur Sistemi'nden Dalgalı Kur Sistemi'ne geçiş başlamış ve Uluslararası Parite Kuramları döviz kurlarının belirlenmesinde daha önemli hale gelmiştir.

Bu tez çalışmasında, "Kırılgan Beşli" ülkeleri için Mayıs 1996 - Aralık 2013 dönemindeki veriler kullanılarak Uluslararası Parite Kuramları'nın geçerliliği incelenmiştir. Satınalma Gücü Paritesi, Fisher Etkisi ve Uluslararası Fisher Etkisi istatistiksel olarak Durağanlık Testleri, Sınır Testleri ve Parametrik Olmayan Regresyonlar yapılarak ayrıntılı bir şekilde test edilmiştir. Çalışmaların sonuçları, ilgili literatürdeki sonuçlar ile birbirine paralellik arz etmekle beraber, farklı deneysel bulgular da sağlamaktadır.

Anahtar Kelimeler: "Kırılgan Beşli", Uluslararası Parite Kuramları, Satınalma Gücü Paritesi, Fisher Etkisi, Uluslararası Fisher Etkisi (Korunmasız Faiz Oranı Paritesi), Faiz Oranı Paritesi, Sınır Testleri ve Parametrik Olmayan Regresyonlar.

ABSTRACT

TESTING THE VALIDITY OF INTERNATIONAL PARITY CONDITIONS: EVIDENCE FOR THE ‘FRAGILE FIVE’ COUNTRIES

AHMET BÜLENT ATASOY

Exchange rates are one of the most important parameters for the economic stability of countries. In the global world economy, the correctly priced exchange rates have importance for foreign real sector investments, foreign trade of the country, short term portfolio investments, and thus, the balance of payments.

International Parity Conditions provide theoretical explanations for determining the exchange rates of the countries by means of inflation rates and nominal interest rates. With the collapse of 1973 Bretton Woods System, shiftings from the Fixed Rate Systems to the Floating Rate Systems have been conducted and the International Parity Conditions became more important in determining exchange rates.

This study examines the validity of the theoretical International Parity Conditions for the ‘Fragile Five’ countries during the period of May 1996 – December 2013. In detail, the Purchasing Power Parity, the Fisher Effect, and the International Fisher Effect have been statistically tested by conducting Stationary Tests, Bounds Tests, and Nonparametric Regressions. The results provide different empirical findings, while being parallel to the results of the related literature.

Key Words: ‘Fragile Five’ Countries, International Parity Conditions, Purchasing Power Parity, Fisher Effect, International Fisher Effect (Uncovered Interest Rate Parity), Interest Rate Parity, Bounds Tests, and Nonparametric Regressions.

ÖNSÖZ

Hızla bütünleşen dünya ekonomilerinde başta ABD Doları olmak üzere birçok para birimi başka para birimlerine karşı her an farklı bir kur değeri almaktadır. Paraların birbirine karşı değerlerinin değişmesinin makro ve mikro ölçekte birçok nedeni vardır. Döviz kurlarının oluşmasına ilişkin olarak kuramk açıklamalar sunan Uluslararası Parite Kuramları, bu nedenlerin bazılarını açıklamaya çalışmaktadır.

“Kırılgan Beşli” ülkeleri olarak tanımlanan Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye’nin benzer makroekonomik özellikleri vardır ve bu ülkeler gelişmekte olan ülkelerdir. Kırılgan Beşli’nin kendi paraları, yabancı paralara karşı benzer özellikler göstermektedir. Yüksek enflasyon, yüksek cari açık, yüksek nominal faiz gibi ortak özellikleri olan bu beş ülke ekonomisini, doğrudan etkileyen faktörlerden biri de döviz kurlarıdır. Döviz kurlarının seyri, dış ticaret açığı veya fazlası, faiz oranları, enflasyon oranı, ekonomik büyüme, cari açık veya cari fazla gibi faktörleri etkilediği için tahmin edilebilmesi ve öngörülebilmesi çok önemlidir.

Döviz kurlarının belirlenmesinde kullanılan Uluslararası Parite Kuramları, uluslararası döviz piyasalarında oluşan kurların oluşumunu açıklayan kuramk yaklaşımlardır. Bu çalışmanın amacı; Uluslararası Parite Kuramları olarak bilinen Satınalma Gücü Paritesi, Fisher Etkisi, Uluslararası Fisher Etkisi ve Faiz Oranı Paritesi kuramlarının, “Kırılgan Beşli” ülkeleri adıyla finans literatüründe bulunan ülkelerde geçerli olup olmadığının test edilmesidir.

Çalışmamın her aşamasında tezime göstermiş oldukları destekten dolayı başta tez danışmanlarım Prof. Dr. Orhan Göker’e ve Yrd. Doç. Dr. Tülin Atakan’a, yardımlarını her zaman hissettiğim Dr. Ahmet Kerem Özdemir’e, tezimin istatistiksel araştırma aşamasında bana büyük destek veren Yrd. Doç. Dr. Funda Sezgin’e en derin teşekkürlerimi sunarım. Tezimin yazım aşamasında gösterdikleri anlayıştan dolayı sevgili eşim Sevcan’a ve biricik çocuklarıma müteşekkirim.

Ahmet Bülent Atasoy, İstanbul, 2015

İÇİNDEKİLER

ÖZ.....	iii
ABSTRACT.....	iv
ÖNSÖZ.....	v
İÇİNDEKİLER.....	vi
TABLolar LİSTESİ.....	xi
ŞEKİLLER VE GRAFİKLER LİSTESİ.....	xiv
KISALTMALAR LİSTESİ.....	xv
GİRİŞ.....	1
1. DÖVİZ KURU REJİMLERİ	3
1.1. Sabit Kur Sistemi.....	4
1.1.1. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi.....	7
1.1.2. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi'nin Faydaları	8
1.1.3. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi'nin Sakıncaları	9
1.2. Dalgalı Kur Sistemi	10
1.2.1. Dalgalı Kur Sistemi'nin Yararları	13
1.2.2. Dalgalı Kur Sistemi'nin Sakıncaları	15
1.3. Karma Sistemler.....	18
1.3.1. GÜdümlü-Yönetimli Dalgalanma Yöntemi	19
1.3.2. Geniş Bantlı Pariteler Yöntemi	19
1.3.3. Sürünen Pariteler Yöntemi	20

1.3.4.	Parasal Birlik Yöntemi	20
1.3.5.	Yatay Bantlar İçinde Hareket Eden Sabit Kur Sistemleri.....	22
2.	DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNİ AÇIKLAYAN ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARI.....	27
2.1.	Tek Fiyat Kanunu.....	28
2.2.	Satılma Gücü Paritesi.....	29
2.3.	Fisher Etkisi.....	36
2.4.	Uluslararası Fisher Etkisi.....	39
2.5.	Faiz Oranı Paritesi.....	42
2.5.1.	Korunmalı Faiz Arbitrajı.....	44
2.5.2.	Korunmasız Faiz Arbitrajı.....	45
2.5.3.	Gelecekte Spot Kurlar ile Vadeli Kurlar Arasındaki İlişki.....	46
3.	KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ.....	48
3.1.	Kırılğan Beşli Ülkelerinin Tanımlanması	48
3.2.	Kırılğan Beşli Ülkelerinin Birbirine Benzerlikleri.....	48
3.3.	Kırılğan Beşli Ülkelerinin Geçmiş ve Bugünkü Durumları.....	52
3.3.1.	Brezilya.....	52
3.3.2.	Endonezya.....	53
3.3.3.	Hindistan.....	54
3.3.4.	Güney Afrika.....	54
3.3.5.	Türkiye.....	54

4.	ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARIYLA İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ.....	59
4.1.	Satınalma Gücü Paritesi	59
4.2.	Fisher Etkisi.....	68
4.3.	Uluslararası Fisher Etkisi.....	70
4.4.	Faiz Oranı Paritesi.....	70
5.	ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARI'NIN TEST EDİLMESİ İÇİN YAPILAN ARAŞTIRMADA KULLANILAN İSTATİSTİKİ YÖNTEMLER.....	76
5.1.	Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı.....	76
4.1.1.	Durağanlığın Test Edilmesi.....	78
4.1.2.	Augmented Dickey –Fuller Testi (ADF).....	78
5.2.	Uzun Dönem Denge Modelleri.....	79
4.2.1.	ARDL Gecikmesi Dağıtılmış Otopregresif Modeller Sınır Testi Yaklaşımı.....	79
5.3.	Regresyon Analizi.....	83
4.3.1.	Non-parametrik Regresyon Analizi.....	84
6.	KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ İÇİN ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARININ GEÇERLİLİĞİNİN TEST EDİLMESİNE YÖNELİK ARAŞTIRMALAR VE ELDE EDİLEN BULGULAR.....	86
6.1.	Ülkelerde Satınalma Gücü Paritesi'nin (SGP) Geçerliliğinin Test Edilmesi	87
6.1.1.	Ülkelerin Reel döviz kurlarında Satınalma Gücü Paritesi (SGP) için Durağanlık Araştırmaları ve Sonuçları (1. Çalışma).....	89

6.1.2. Ülkeler için Sınır Testi Kullanılarak Yapılan Satınalma Gücü Paritesi (SGP) Araştırmaları ve Sonuçları (2. Çalışma)	92
6.1.2.1. Brezilya için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi.....	93
6.1.2.2. Hindistan için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi	96
6.1.2.3. Endonezya için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi.....	98
6.1.2.4 G. Afrika için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi	99
6.1.2.5 Türkiye için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi	102
6.1.3. Kırılgan Beşli Ülkeleri ile Türkiye Arasında Satınalma Gücü Paritesi (SGP) İlişkisi (3. Çalışma)	104
6.1.3.1. Türkiye ile Brezilya Arasında (SGP) İlişkisi.....	104
6.1.3.2. Türkiye ile Hindistan Arasında (SGP) İlişkisi.....	106
6.1.3.3. Türkiye ile Endonezya Arasında (SGP) İlişkisi.....	108
6.1.3.4. Türkiye ile Güney Afrika Arasında (SGP) İlişkisi.....	110
6.2. Fisher Etkisi.....	112
6.2.1. Brezilya için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi.....	112
6.2.2 Hindistan için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi	115
6.2.3. Endonezya için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi	117
6.2.4. Güney Afrika için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi	119
6.2.5. Türkiye için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi	121
6.3. Uluslararası Fisher Etkisi'nin (UFE) Test Edilmesi	123
6.3.1. Kırılgan Beşli Ülkeleri için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) Çalışması (1. Çalışma).....	124

6.3.1.1. Brezilya için (UFE) Çalışması.....	124
6.3.1.2. Hindistan için (UFE) Çalışması	125
6.3.1.3. Endonezya için (UFE) Çalışması.....	125
6.3.1.4. Güney Afrika için (UFE) Çalışması	126
6.3.1.5. Türkiye için (UFE) Çalışması	126
6.3.2 Kırılgan Beşli Ülkeleri ile Türkiye arasında Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) İlişkisi (2. Çalışma)	127
6.3.2.1. Türkiye ile Brezilya Arasında (UFE) İlişkisi.....	127
6.3.2.2. Türkiye ile Hindistan Arasında (UFE) İlişkisi.....	128
6.3.2.3. Türkiye ile Endonezya Arasında (UFE) İlişkisi.....	128
6.3.2.4. Türkiye ile G. Afrika Arasında (UFE) İlişkisi.....	129
SONUÇ.....	130
KAYNAKÇA	133
ELEKTRONİK KAYNAKÇA.....	147

TABLolar LİSTESİ

Tablo 1: IMF Üyesi Ülkelerde 1991, 2003, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013 yıllarında Tercih Edilen Döviz Kuru Rejimlerinin Toplam Rejimlere Oranı (%).....	4
Tablo 2: Değişik coğrafyalardaki Ülkelerde Altın Standardı ve Ülke Para Birimlerinin Değeri.....	5
Tablo 3: Avrupa Ekonomik ve Parasal Birliği'ne - (EPB) Üye Ülkelerin Para Birimlerinin Euro Karşısındaki Değerleri	21
Tablo 4: Kırılgan Beşli Ülkelerinde Big Mac, Satınalma Gücü Paritesi (SGP) Temmuz 2014 Verileri.....	35
Tablo 5: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Büyüme Oranları.....	49
Tablo 6: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yıllarında Enflasyon Oranları.....	49
Tablo 7: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında İşsizlik Oranları.....	50
Tablo 8: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Bütçe Dengesi Oranları.....	50
Tablo 9: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Cari Denge Oranları.....	51
Tablo 10: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 1997-2013 Yılları Arasında Devlet İç Borçlanma Senetleri'nin (DİBS) Yıllık Nominal Faizleri.....	57
Tablo 11: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 1997-2013 Yılları Arasında Yıllık Tüketici Fiyat Endeksleri (2010 yılı = 100 olarak alınmıştır).....	58
Tablo 12: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 1997-2013 Yılları Arasında \$'a Karşı Fiyatlanan Yıllık Döviz Kurları.....	58
Tablo 13: Brezilya Reali Birim Kök Analizi Sonuçları.....	90
Tablo 14: Hindistan Rupisi Birim Kök Analizi Sonuçları.....	90
Tablo 15: Endonezya Rupiahı Birim Kök Analizi Sonuçları.....	91
Tablo 16: Güney Afrika Reali Birim Kök Analizi Sonuçları.....	91
Tablo 17: Türk Lirası Birim Kök Analizi Sonuçları.....	91
Tablo 18: Brezilya Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları (Satınalma Gücü Paritesi İçin- (SGP)).....	93
Tablo 19: Brezilya (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalma Gücü Paritesi (SGP).....	94

Tablo 20: Brezilya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	94
Tablo 21: Brezilya için F Testi Sonucu - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	95
Tablo 22: Hindistan Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	96
Tablo 23: Hindistan (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	96
Tablo 24: Hindistan'a ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	97
Tablo 25: Hindistan için F Testi Sonucu - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	97
Tablo 26: Endonezya Döviz Kuru Düzey Değerleri ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	98
Tablo 27: Endonezya (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	98
Tablo 28: Endonezya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	99
Tablo 29: Endonezya için F Testi Sonucu - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	99
Tablo 30: Güney Afrika Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları (SGP).....	100
Tablo 31: Güney Afrika (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	100
Tablo 32: Güney Afrika'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	101
Tablo 33: Güney Afrika için F Testi Sonucu - Satınalama Gücü Paritesi (SGP)...	101
Tablo 34: Türkiye Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	102
Tablo 35: Türkiye (CPI)'nin Düzey Değerleri ADF Birim Kök Testleri Sonuçları - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	102
Tablo 36: Türkiye'ye ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	103
Tablo 37: Türkiye için F Testi Sonucu - Satınalama Gücü Paritesi (SGP).....	103

Tablo 38: Brezilya Reali/TL Kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri.....	104
Tablo 39: Brezilya Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri	105
Tablo 40: Brezilya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi	105
Tablo 41: Brezilya için F Testi Sonucu	105
Tablo 42: Rupi / TL Kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri	106
Tablo 43: Hindistan Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri	107
Tablo 44: Hindistan'a ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi	107
Tablo 45: Hindistan için F Testi Sonucu	107
Tablo 46: Rupiah / TL Kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri	108
Tablo 47: Endonezya Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri	109
Tablo 48: Endonezya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi	109
Tablo 49: Endonezya için F Testi Sonucu	110
Tablo 50: Rand / TL Kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri	110
Tablo 51: Güney Afrika Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri	111
Tablo 52: Güney Afrika'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi	111
Tablo 53: Güney Afrika için F Testi Sonucu	111
Tablo 54: Brezilya Faiz Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	113
Tablo 55: Brezilya Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	113

Tablo 56: Brezilya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli'nin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi (F Fisher Etkisi Çalışması İçin- E).....	114
Tablo 57: Brezilya için F Testi Sonucu (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	114
Tablo 58: Hindistan Faiz Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	115
Tablo 59: Hindistan Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	115
Tablo 60: Hindistan'a ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli'nin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	116
Tablo 61: Hindistan için F Testi Sonucu (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	116
Tablo 62: Endonezya Faiz Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	117
Tablo 63: Endonezya Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	117
Tablo 64: Endonezya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli'nin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	118
Tablo 65: Endonezya için F Testi Sonucu (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	118
Tablo 66: Güney Afrika Faiz Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	119
Tablo 67: Güney Afrika Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	119
Tablo 68: Güney Afrika'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli'nin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	120
Tablo 69: Güney Afrika için F Testi Sonucu (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE)...	120
Tablo 70: Türkiye Faiz Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri (FE).	121
Tablo 71: Türkiye Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	121
Tablo 72: Türkiye'ye ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli'nin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	122
Tablo 73: Türkiye için F Testi Sonucu (Fisher Etkisi Çalışması İçin- FE).....	122
Tablo 74: Brezilya için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu (UFE).....	124
Tablo 75: Hindistan için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu (UFE).....	125

Tablo 76: Endonezya için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu (UFE).....	125
Tablo 77: Güney Afrika için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu (UFE)...	126
Tablo 78: Türkiye için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu (UFE).....	126
Tablo 79: Brezilya ile Türkiye Arasında (UFE) İlişkisi (2. Çalışma).....	127
Tablo 80: Hindistan ile Türkiye Arasında (UFE) İlişkisi (2. Çalışma).....	128
Tablo 81: Endonezya ile Türkiye Arasında (UFE) İlişkisi (2. Çalışma).....	128
Tablo 82: Güney Afrika ile Türkiye Arasında (UFE) İlişkisi (2. Çalışma)	129
Tablo 83: Kırılğan Beşli Ülkeleri için Yapılan Analizlerin Topluca Sonuçları.....	129

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: IMF Üyesi Ülkelerde Uygulanan Döviz Kuru Rejimleri.....3

GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik 1: Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi.....8

Grafik 2: Dalgalı Kur Sistemi'nde \$/TL Grafiği11

Grafik 3: Serbest Kur Sistemi.....12

Grafik 4: 1980-2011 Yılları Arasında Gelişmekte olan Ülkelerdeki Tahmini Kriz Olasılıkları.....23

Grafik 5: IMF'e göre IMF Üyesi Ülkelerin 1980-2011 Yılları Arasında Uyguladıkları Döviz Kuru Politikaları.....24

Grafik 6: IMF Üyesi Ülkelerde Döviz Kurunun Aşırı Değerlenmesi Halinde Bankacılık Veya Döviz Krizi Olasılıkları25

Grafik 7: Türkiye için 2002-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı....32

Grafik 8: Brezilya için 2000-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı...33

Grafik 9: Hindistan için 2011-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı..33

Grafik 10: Endonezya için 2000-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı.....34

Grafik 11: G. Afrika için 2000-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı.....34

Grafik 12: Brezilya'nın 5 yıllık Kredi Temerrüd Swapı (Credit Default Swaps – CDS) Primi.....53

Grafik 13: Endonezya'nın 5 yıllık Kredi Temerrüd Swapı (Credit Default Swaps – CDS) Primi.....53

Grafik 14: Güney Afrika'nın 5 yıllık Kredi Temerrüd Swapı (Credit Default Swaps – CDS) Primi.....54

Grafik 15: Türkiye'nin 5 yıllık Kredi Temerrüd Swapı (Credit Default Swaps – CDS) Primi.....55

Grafik 16: Kredi Temerrüd Swapı (Credit Default Swaps – CDS) Primleri ve Geri Ödenmeme Olasılığı.....56

KISALTMALAR LİSTESİ (LIST OF ABBREVIATIONS)

A.g.e.	Adı geçen eser
A.g.k.	Adı geçen kitap
A.g.m.	Adı geçen makale
A.g.t.	Adı geçen tez
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ADF	Augmented-Dickey-Fuller Test
ARDL	Autoregressive Distributed Lag Model
BOP	Balance of Payments
bp	Baz Puan
C.	Cilt
CDS	Credit Default Swaps
CIRP	Covered Interest Rate Parity
(CPI)	Consumer Price Index
ECU	European Currency Unit
EMU	European Monetary Union
EMS	European Monetary System
ERM	Exchange Rate Mechanism
EU	European Union
FOP	Faiz Oranı Paritesi
FF	Fragile Five
GDP	Gross Domestic Product
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla
IFE	International Fisher Effect
IMF	International Monetary Fund
IRP	Interest Rate Parity
KB	Kırılgan Beşli
(UFE)	Korunmasız Faiz Oranı Paritesi
LIBOR	London Interbank Offered Rate
MB	Merkez Bankası
OECD	Organization for Economic Cooperation and Development
OPEC	Organization of the Petroleum Exporting Countries
PPP	Purchasing Power Parity
s.	Sayfa
SDR	Special Drawing Rights
(SGP)	Satılma Gücü Paritesi
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TL	Türk Lirası
UECM	Unrestricted Error Correction Model
(UFE)	Uluslararası Fisher Etkisi

(UIP) Uncovered Interest Rate Parity
WPI Wholesale Price Index

GİRİŞ

Ülkelerarası döviz kurları, bir ülkenin birçok ekonomik etkinliğini etkileyen önemli faktörlerden birini oluşturmaktadır. Kurlar, ülkenin dış ticaretini, yabancı reel ve portföy yatırımlarını dolayısıyla ithalatını, ihracatını, para ve sermaye piyasalarını, hükümetlerin bütçe dengelerini etkileyebilmektedir. Bu bağlamda, döviz kurlarını etkileyen çeşitli faktörler de finans literatüründe geniş yer tutmaktadır. Ülkelerin izledikleri para politikaları dolayısıyla faiz oranları, enflasyon oranları, ülkenin para arzı, siyasi gelişmeler, toplumsal olaylar döviz kurlarını etkileyebilmektedir.

Döviz kurlarının belirsizliği piyasaları tedirgin edebilmekte, yatırımlara azaltıcı etki edebilmekte ve ülkelerin milli hasıllarının büyümesini olumsuz etkileyebilmektedir. Bir ülkede uygulanan kur rejiminin ve para politikasının doğru belirlenmesi, döviz kurlarının belirsizliğini azaltabilmekte, bunun yanı sıra Merkez Bankaları'nın yeterince döviz rezervlerine sahip olması piyasalara güven verebilmekte ve kurlardaki belirsizlikleri azaltabilmektedir.

Döviz kurlarını belirlemek için açıklanan kuramk yaklaşımlar, Uluslararası Parite Kuramlarını oluşturmuştur. Uluslararası Parite Kuramları, kurlara etki eden modeller geliştirmiş ve bu modeller ile gelecekte oluşacak döviz kurlarının belirlenmesini öngörmüştür.

Gelişmiş ülkelerde döviz kurlarındaki volatilité düşük iken gelişmekte olan ülkelerden Türkiye, Brezilya, Hindistan, Endonezya ve Güney Afrika'nın içinde bulunduğu "Kırılgan Beşli" ülkelerinde döviz kurlarındaki volatilitenin yüksek olduğu görülmektedir. Döviz kurlarının belirlenmesini açıklayan Uluslararası Parite Kuramları, "Kırılgan Beşli" ülkelerinde ne derece geçerlidir? Bu bağlamda, bu tezde bu sorunun cevaplanabilmesi amaçlanmaktadır.

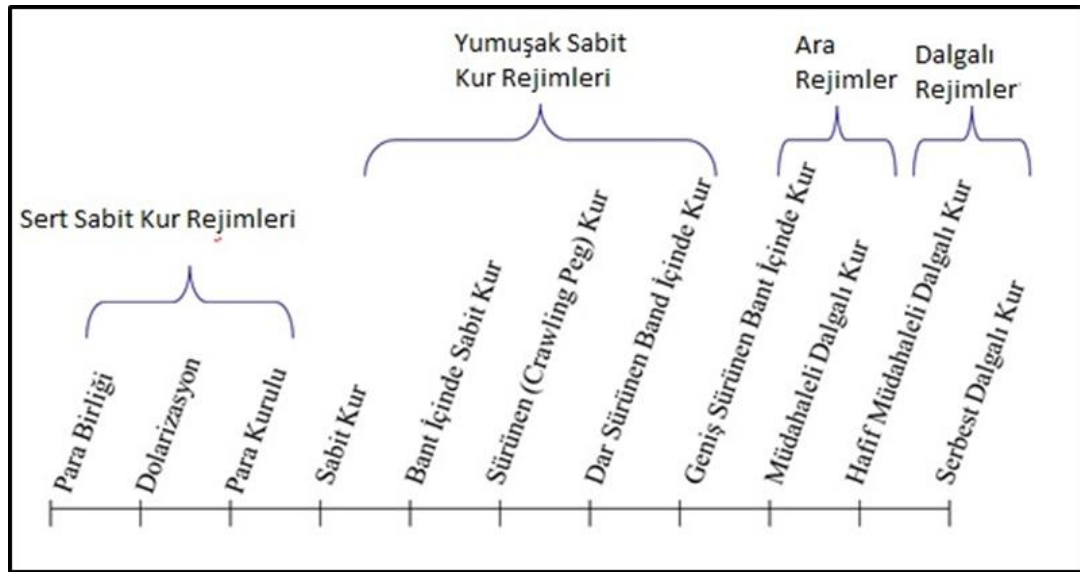
Tez, altı bölümden oluşmuştur. Birinci bölümde döviz kuru rejimleri anlatılmıştır ve Sabit Kur Sistemi, Dalgalı Kur Sistemi ve Karma Sistemler açıklanmıştır. İkinci bölümde, Uluslararası Parite Kuramları'na yer verilmiştir. Üçüncü bölümde, "Kırılgan Beşli" ülkelerinin tanımlaması yapılarak ekonomik durumları açıklanmıştır. Dördüncü bölümde, Uluslararası Parite Kuramları'na ilişkin literatür

alıřmalarına yer verilmiřtir. Beřinci blmde, arařtırmada kullanılan istatistiki analiz ve yntemler anlatılmıřtır. Altıncı blmde, Uluslararası Parite Kuramları'na iliřkin arařtırmanın bulguları aıklanmıřtır.

1. DÖVİZ KURU REJİMLERİ (EXCHANGE RATE SYSTEMS)

“Döviz kuru rejimleri” terimi, ülkelerin döviz kurlarının nasıl belirleneceği, hangi koşullarda belirleneceği, kurlara müdahale yapılacaksa nasıl ve ne şekilde müdahale olacağını belirleyen sistemlerdir. Döviz kurunu belirleyen bazı parite sistemleri, hükümetlerin belirledikleri kur hedeflerine göre kullandıkları yöntemlerdir¹. Şekil 1’de IMF üyesi ülkelerde uygulanan döviz kuru rejimlerinin isimleri verilmektedir.

Şekil 1: IMF Üyesi Ülkelerde Uygulanan Döviz Kuru Rejimleri



Kaynak: Fahrettin Yağcı, "Choice of Exchange Rate Regimes for Developing Countries", Africa Region Working Paper Series, No:16, World Bank, Washington, D.C. April 2001 s.1-26

Döviz kuru sistemlerinin işleyişleri, hükümetlerin uyguladığı döviz denetimlerinden, ihracat yapanlardan alınan primlerden ve gümrük vergilerinden etkilenirler. Hükümetlerin uyguladıkları döviz kuru rejimleri, döviz kuru sisteminin ne olduğunu göstermektedir.

Döviz kuru sistemleri temelde, “Sabit Kur Sistemi” ve “Dalgalı Kur Sistemi” adıyla ikiye ayrılır. Sabit Kur Sistemi, katı ve değiştirilemez döviz kuru manasına gelirken; Dalgalı Kur Sistemi ise serbestçe değişebilir ve değiştirilebilir döviz kuru anlamında kullanılmaktadır. Bu iki temel kur sistemlerinin özelliklerinin belli oranlarda kullanımıyla “Karma Kur Sistemleri” ortaya çıkmıştır.

¹Adams, Charles ve J. Greenwood, “ Dual Exchange Rate Systems and Capital Controls: An Investigation”, **Journal of International Economics, North Holland**, 18, 985, s.43-62

Tablo 1’de International Monetary Fund’a (IMF) üye ülkelerin döviz kuru rejimi tercihlerinin yüzdesel olarak oranları verilmiştir. Katı sabit kur rejimleri, karma rejimler ve dalgalı kur rejimleri uygulayan ülkelerin toplamı %100 olarak belirtilmiştir. Her iki yıl incelendiğinde, yakın tarihte Karma Rejimleri uygulayan ülkeler azalırken, Sabit Kur Rejimi ve Dalgalı Kur Rejimi uygulayan ülkelerin oranı artmıştır.

Tablo 1: IMF Üyesi Ülkelerde 1991, 2003, 2008, 2009, 2010, 2011, 2012, 2013 yıllarında Tercih Edilen Döviz Kuru Rejimlerinin Toplam Rejimlere Oranı (%)

Yıl	Katı Sabit Kur Rejimleri		Karma Rejimler		Dalgalı Kur Rejimleri	
	1991	2003	1991	2003	1991	2003
Oran	16%	25,70%	61%	30,50%	23%	43,80%

IMF Üyesi Ülkelerde Döviz Kuru Tercihleri	2008 ²	2009 ³	2010 ⁴	2011 ⁵	2012 ⁵	2013
Katı Döviz Kuru Hedeflemesi	12.2	12.2	13.2	13.2	13.2	13.1
Yasal Olmayan Kur Hedeflemesi	5.3	5.3	6.3	6.8	6.8	6.8
Para Kurulu	6.9	6.9	6.9	6.3	6.3	6.3
Yumuşak Kur Hedeflemesi	39.9	34.6	39.7	43.2	39.5	42.9
Geleneksel Kur Hedeflemesi	22.3	22.3	23.3	22.6	22.6	23.6
Sabit Kur Hedeflemesi	12.8	6.9	12.7	12.1	8.4	9.9
Sürünen Pariteler	2.7	2.7	1.6	1.6	1.6	1.0
Sürünen Paritelere Benzer Hedefleme	1.1	0.5	1.1	6.3	6.3	7.9
Yatay Bantlar İçinde Hareket Eden Sabit Kur	1.1	2.1	1.1	0.5	0.5	0.5
Dalgalı Kur Sistemi	39.9	42.0	36.0	34.7	34.7	34.0
Dalgalı	20.2	24.5	20.1	18.9	18.4	18.3
Serbest Dalgalı	19.7	17.6	15.9	15.8	16.3	15.7
Geriye Kalan						
Diğer Yönetimli Tercihler	8.0	11.2	11.1	8.9	12.6	9.9

Kaynak: Fischer, 2001: 33; IMF, 2003: 117-120 ve IMF. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Washington D.C., 2013.

1.1. Sabit Kur Sistemi (Fixed Exchange Rate System)

Sabit Kur Sistemi, en geniş tanımıyla değiştirilemez kuru ifade etmektedir. Bilinen en eski Sabit Kur Sistemi Altın Standardı’dır. 1816 ve 1914 tarihleri arasında dünyada kullanılan Altın Standardı’nın temel özelliği ülkelerin paralarının birbirlerine altın üzerinden bağlandığı Sabit Kur Sistemi olmasıdır.² Tablo 2’de değişik coğrafyalardan ilgili tarihlerde önde gelen ülkelere bazılarının Altın Standardına giriş yılları belirtilmiştir. Örneğin, Amerika Birleşik Devletleri (ABD),

² Sadi Uzunoğlu, “Para ve Döviz Piyasaları” 3. Baskı, Literatür Yayıncılık, Nisan 2007 s:2

Altın Standardına 1850 yılında girmiş ve 1 ABD Doları 1,5046 gram altına eşitlenmiştir.

II. Dünya Savaşı sonrası uygulanan Bretton Woods Sistemi ve 1972-1993 yılları arasında Avrupa Birliği tarafından uygulanan “Avrupa Döviz Kuru Mekanizması – Exchange Rate Mechanism (ERM) ” Sabit Kur Sistemine örneklerdir³.

Tablo 2: Değişik Coğrafyalardaki Ülkelerde Altın Standardı ve Ülke Para Birimlerinin Değeri

Ülkeler	Giriş Yılı	Altın Paritesi
İngiltere	1821	1 Pound = 7,3224 gr.
ABD	1850	1 Dolar = 1,5046 gr.
Fransa	1873	1 Frank = 0,2903 gr.
Almanya	1873	1 Mark = 0,3584 gr.
Avusturya-Macaristan	1892	1 Kron = 0,3049 gr.
Rusya	1897	1 Ruble = 0,7746 gr.
Hindistan	1899	1 Rupee = 0,7128 gr.

Kaynak: Sadi Uzunoğlu, “Para ve Döviz Piyasaları” 3. Baskı, Literatür Yayıncılık, Nisan 2007 s:3

Uygulamada, Sabit Kur Sistemi’ndeki ülkeler genelde paralarını Amerikan Doları, Euro veya Frank gibi güçlü paralara bağlarlar. Birkaç paranın belli oranlarda bir araya getirilmesiyle oluşturulan kura “Sepet Kur” denir. Parasını sepete bağlayan ülkeler ise genelde “Özel Çekim Hakkı - Special Drawing Rights (SDR)” seçmektedirler. SDR, 1969 yılında IMF tarafından oluşturulan, çeşitli ülkelerin paralarının belli oranlarda birleşmesiyle oluşan sepete dayalı ödeme aracıdır. SDR sepetinin bileşimine yönelik en son karar, IMF tarafından 1 Ocak 2011 tarihinde alınmış ve bu kapsamda SDR sepetinin, 0,423 Euro, 12,1 Japon Yeni, 0,111 İngiliz Sterlini ve 0,660 ABD Doları’ndan oluşmasına karar verilmiştir⁴.

Sabit Kur Rejimi sayesinde spekülörlerin davranışlarının ekonomik istikrarı bozması engellenmektedir. Dış ticaret işlemlerini yapanlar, önlerini daha rahat görüp pozisyon alabilirler. Sabit Kur Sistemi, enflasyonun önlenmesine de katkı yapar.

³ (Çevrimiçi) http://tr.wikipedia.org/wiki/Avrupa_Merkez_Bankas%C4%B1 Erişim tarihi:22 Temmuz 2014

⁴(Çevrimiçi)<http://www.hazine.gov.tr/default.aspx?nsw=4Lohv1LHjN3NaG1BR3D5oA==H7deC+LxB18=&mid=1003&nm=1003> Erişim tarihi:22 Temmuz 2014

Sabit Kur Sistemi'nin olumsuz tarafları da vardır. Örneğin para Merkez Bankası çok miktarda döviz depolama ihtiyacı duyarlar ve bu durum kaynak israfına yol açar. Bu sistemde, Merkez Bankaları'nın rezervlerinde olan ve kullanılmayan para, atıl paradır ve daha çok sabit kur sistemine güven vermek için tutulur. Aynı zamanda ithalatı teşvik edip ihracata olumsuz etkisinden dış ödemeler bilançosu dengesizliklerine yol açabilir. Ayrıca Sabit Kur Sistemi'nde beklenenden fazla kredi genişlemesi olması, büyüme için iyi, cari açık için kötü, finansal istikrar için kötü sonuçlar doğurabilmekte ve kriz olasılığını arttırmaktadır.

Sabit Kur Sistemi'nde Yerel paranın değerinin düşürülmesine devalüasyon (devaluation), Yerel paranın değerinin artırılmasına revalüasyon (revaluation) denir. Sabit Kur Rejimi'nde, devalüasyon ve revalüasyon resmi Merkez Bankası tarafından yapılır ve piyasalarda belirlenen döviz kurları geçerlidir. Serbest (Esnek) Kur rejiminde ise, yabancı paralar karşısında resmi Merkez Bankasının müdahalesi olmadan piyasalarda meydana gelen Yerel paranın değerinin düşmesine “Değer Kaybetme (Depreciation)”, Yerel paranın yabancı paralar karşısında değerinin artmasına ise “Değer Kazanma (Appreciation)” tanımlaması yapılır.⁵

Sabit Kur Sistemi uygulamaları, para politikasının bağımsızlığını ortadan kaldırır. Bunun en belirgin örneklerinden biri ise Para Kurulu'dur (Currency Board). Bu uygulamada Yerel para, sabit bir kur üzerinden ya bir yabancı para birimine bağlıdır ya da birçok yabancı para biriminden ağırlıklı olarak oluşturulmuş bir sepete bağlıdır. Para Kurulu'nda Merkez Bankası Yerel para arzını arttıramaz. Merkez Bankası'nın, Yerel para arzını arttırması için yurtdışından yurtiçine döviz gelmesi gerekir.⁶ Para Kurulu'nu uygulayan ülkelere ve Para Kurulu'na giriş tarihlerine Falkland Adaları (1899), Bermuda (1915), Cebelitarık (1927), Faroe Adaları (1940), Cayman Adaları (1972), Hong Kong (1983), Brunei (1987), Arjantin (1991), Estonya (1992) ve Litvanya (1994) örnektir.⁷

⁵Erol Bulut , “Döviz Kuru Belirleme Modelleri ve Döviz Piyasasının Mikro Yapısı; Türkiye Örneği”, Gazi Üniversitesi Doktora Tezi, Ankara, 2005, s.28

⁶Halil Seyidoğlu, “Uluslararası Finans” Güzem Can Yayınları 4. Baskı, 2003, s.14-15

⁷Almila Karasoy, “Para Kurulu Sistemi'nin Uygulanması” T.C. Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği No:9622 Ekim 1996 s.138

Sabit Kur Sistemi'nin diđer bir türünde ise Yerel para tek bir yabancı para birimine bađlıdır. Örneđin; Bahamalar Doları, Barbados Doları, Bermuda Doları, Hong Kong Doları, Katar Riyali, Suudi Arabistan Riyali ve Birleşik Arap Emirlikleri Dirhemi sadece ABD Dolarına endekslenmiştir.⁸

1.1.1. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi (The Adjustable Peg Exchange Rate System)

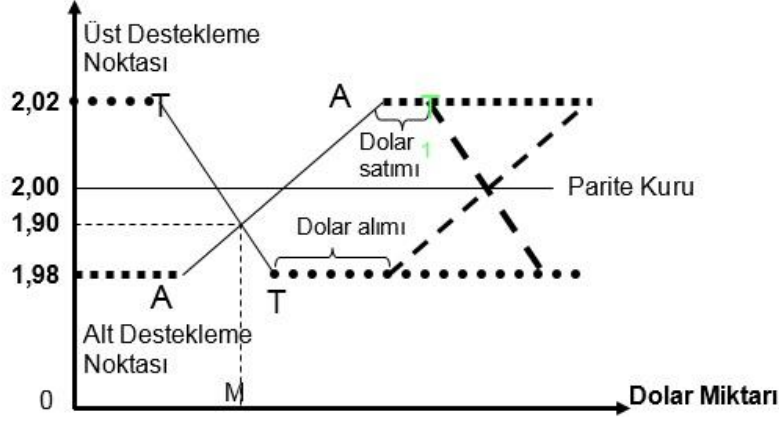
Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi'nde, ülkeler Yerel paralarını güçlü bir para birimine bađlarlar. Buna örnek olarak Bretton Woods Sistemi verilebilir. Bretton Woods Sistemi'nde, Amerika dışındaki ülkeler paralarını Amerikan Doları'na sabitlemişlerdir. Ayrıca Ayarlanabilir Kur Sistemi'nde ülkeler, Yerel paralarını çeşitli yabancı paraların belli oranlarda birleştirilmesiyle oluşturulan ortak para birimine ya da ortak para sepetine bađlarlar. Döviz Kuru deđişimlerini azaltmak ve bölgesel para istikrarı sağlamak için 1979 ile 1999 yılları arasında kullanılan Avrupa Para Sistemi içindeki Avrupa Hesap Birimi olan European Currency Unit (ECU) örnek olarak verilebilir. Burada Avrupa Topluluđu üyesi 9 ülke, 1979 Mart ayında Avrupa Para Sistemi'ni - European Monetary System (EMS) kurmuşlardır. ECU, 1992 yılında bu 9 ülkenin paralarının ağırlıklandırılıp birleştirilmesiyle oluşan yeni paradır⁹.

⁸ Madura, Jeff, Kısaltılmış 10. Baskıdan Çeviri Editörü: Hatice Doğukanlı, International Financial Management, Uluslararası Finansal Yönetim-1, Nobel Yayınları, s. 179

⁹Suna Oksay, ‘‘Döviz Kuru ve Ödemeler Bilançosu Politikaları: Türkiye (1923-2000)’’, Beta Basım, İstanbul, 2001.s.32-33

Grafik 1: Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi

Doların TL Kuru



Kaynak: Halil Seyidođlu, ‘‘Uluslararası Finans’’ Güzem Can Yayınları 4. Baskı, 2003, s.16

Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi’nde genellikle paranın belli bir miktarda belirlenen sabit kurdan uzaklaşmasına izin verilir. Örneđin; 1\$ = 2,00 TL (Parite kuru) olması ve Dalgalanma Marjının = \pm % 1 olması durumunda üst sınır 1\$=2,02 TL ve alt sınır 1\$=1,98 TL olur. Eđer Dolar talebi aniden artarsa Dolar talep eğrisi sađa kayar ve kur 2,02 TL’nin üzerinde yükselme eğilimi gösterir. Kurun 2,02 TL’nin üzerine çıkmasını engellemek amacıyla Merkez Bankası ülkenin resmi döviz rezervlerini kullanarak piyasada talep eğrisini sola kaydırmak için Dolar satacaktır. Eđer döviz kurları geçici deđil, ciddi bir nedenden dolayı üst destekleme düzeyine çıkmışsa, ülkenin Yerel parasını devalüe etmesi (ayarlaması) gerekir. Merkez Bankası’nın müdahalede kullanacağı döviz rezervlerinin bir sınırının olması sürekli düzeltmeyi engelleyecektir.¹⁰

1.1.2. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi’nin Faydaları

Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi, sabit kur sisteminin bütün yararlarını bünyesinde taşır. Bu sistem ile spekülâtörlerin davranışlarının ekonomik istikrarı bozması engellenir. Dış ticaret yapanlar önlerini daha rahat görüp işlemlerini yapabilirler. Sabit Kur Sistemi, enflasyonun önlenmesine de katkı yapar. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi’nde ufak çaplı kura baskı görüldüğünde esneklik kabiliyeti olduğundan, dolayısıyla kur belli bir miktarda esnediğinden piyasaları rahatlatır.

¹⁰Seyidođlu, a.g.e. s.15-16

1.1.3. Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi'nin Sakıncaları

Ayarlanabilir sabit kur sisteminin dış denkleme sorunu, likidite sorunu, güven sorunu ve emisyon kazançları sorunu gibi dezavantajları vardır. Aşağıda Ayarlanabilir Sabit Kur Sistemi'nin sakıncaları madde madde açıklanmaktadır.

a) Dış Denkleme Sorunu: Sabit Kur Rejimi'nde dış dengenin yükü, dış kaynakların erimesi yüzünden cari açık vermeye başlayan ülkelere yüklenmektedir. Cari dış açık veren hükümetler, Sabit Kur Rejimi'ni sürdüremediğinden başarısız kabul edilir ve politik olarak bunun bedelini ekonomide olası sarsıntıyla beraber oy kaybederek öderler. Bedel ödemekten kaçınmak isteyen hükümet bir süre daha Sabit Kur Rejimi'ni korumaya çalışır ve Yerel paranın aşırı değerlenmesine (over-valuation) izin verir. Harcamalar kısılarak Ödemeler Bilançosu'ndaki açık ve dövize olan talep azaltılmaya çalışılır. Bunun işsizlikte artış gibi yan etkileri de görülür.¹¹

b) Likidite Sorunu: Geçici cari dış açıklar sonucu Yerel para değer kaybetmeye başlayınca, Merkez Bankası piyasaya döviz arz ederek bu durumu önlemeye çalışır. Bunun için Merkez Bankası'nın yeterli döviz rezervine sahip olması gerekir. Şayet Merkez Bankası'nın yeterli düzeyde döviz rezervi yoksa likidite sorunu ortaya çıkacaktır.

c) Güven Sorunu: Spekülatörler herhangi bir ülke hükümetinin sabit kuru sürdürmesinden şüphe duyarsa, hemen o Yerel paradan kaçıp sağlam paralara yönelirler. Spekülatörlerin yabancı para talebi, Merkez Bankası'nın döviz rezervinin azalması yönünde baskı yapacaktır. Bu ise, Yerel para üzerindeki baskıları daha da artırıp olası bir devalüasyonu kaçınılmaz kılar. Spekülatörler için işlem giderleri dışında kayıp riski bulunmamaktadır. Sabit Kur Sistemi'nde, Merkez Bankası kuru baskı altında tuttuğundan, Yerel paradan kaçan spekülatör en düşük kurdan yabancı para almış olacaktır. Revalüasyon ihtimali olmadığına göre, olası bir krizde devalüasyon olacaktır. Devalüasyonda kur artacağından spekülatör göreceli bir kar elde edecektir. Örneğin, Türkiye'de 2001 Krizi'nde \$/TL kuru 21 Şubat 2001 tarihinde 0.670 TL¹² iken 22 Şubat 2001 tarihinde hükümetin devalüasyon kararıyla

¹¹ Seyidođlu, a.g.e. s.17

¹² Türk Lirası'ndan altı sıfır atılmıştır.

beraber 0.964 TL'ye yükselmiştir. Devalüasyon sonucu bir günde oluşan değer kaybı %30,49 olmuştur.¹³

d) Emisyon Kazançları Sorunu: Bir büyük yabancı ülke parasının uluslararası rezerv olarak tutulması, emisyon kazançları veya diğer bir ifadeyle senyoraj (seignorage) sorunu doğurur. Örneğin, Amerika Birleşik Devletleri Dolar'ları basmakta ve tüm dünyaya mal ve hizmet karşılığında satmaktadır. ABD'nin herhangi bir mal üretmeden kendi parasını basıp karşılığında elde ettiği mal kazancına emisyon kazancı (Senyoraj Hakkı) denir. Dolar rezervlerini arttırmak isteyen ABD dışındaki bir ülkenin senyoraj kazancı yoktur, ya mal ve hizmet ihraç etmeli ya da başka bir reel kaynak maliyetine katlanmalıdır.¹⁴

Sabit Kur Sistemi'nde, döviz kurunun sabitliğini resmi Merkez Bankasılar sağlar ve bazen piyasaya alıcı bazen satıcı olarak girerler. Burada Merkez Bankasının döviz satarken elinde yeterince döviz rezervinin ve altın stokunun olması gerekir. Döviz talebin çok yüksek olduğu ani ataklarda, Merkez Bankasının rezervleri tükenebilir ve bu durum beklenmeyen sıkıntıları doğurabilir.¹⁵

1.2. Dalgalı Kur Sistemi (Flexible Exchange Rate System)

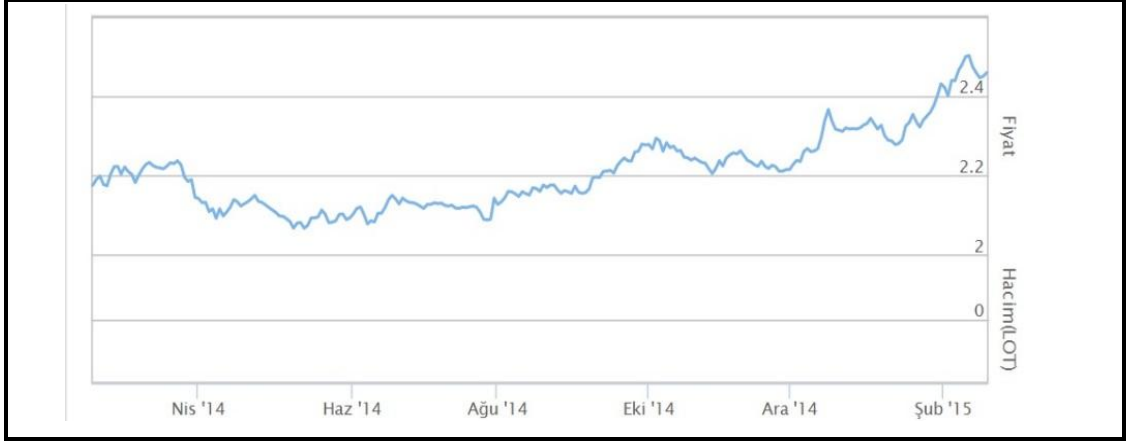
Dalgalı Kur Sistemi'ne (Flexible Exchange Rate System), Serbest Değişken Kur Sistemi (Freely Fluctuating Exchange Rate System) veya Dalgalı Kur Sistemi (Floating Exchange Rate System) denmektedir. Dalgalı Kur Rejimi'nde para piyasalarda serbestçe dalgalanır ve devlet Merkez Bankası müdahalede bulunmaz. Bu sistemde, piyasadaki döviz arzı ve talebi döviz kurunu belirler. Talep artarsa ve arz sabit kalırsa doğal olarak kur fiyatı artar. Tam tersi durumda ise arz artarsa ve talep sabit kalırsa döviz kuru düşer.

¹³ Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)

¹⁴ Seyidoğlu, a.g.e. s.18

¹⁵ Copeland, Laurence (2005), "Exchange Rates and International Finance", Prentice Hall, Financial Times, Fourth edition s.15 ve 34

Grafik 2: Dalgalı Kur Sistemi'nde Nisan 14 – Şubat 15 Arasında \$/TL Grafiği



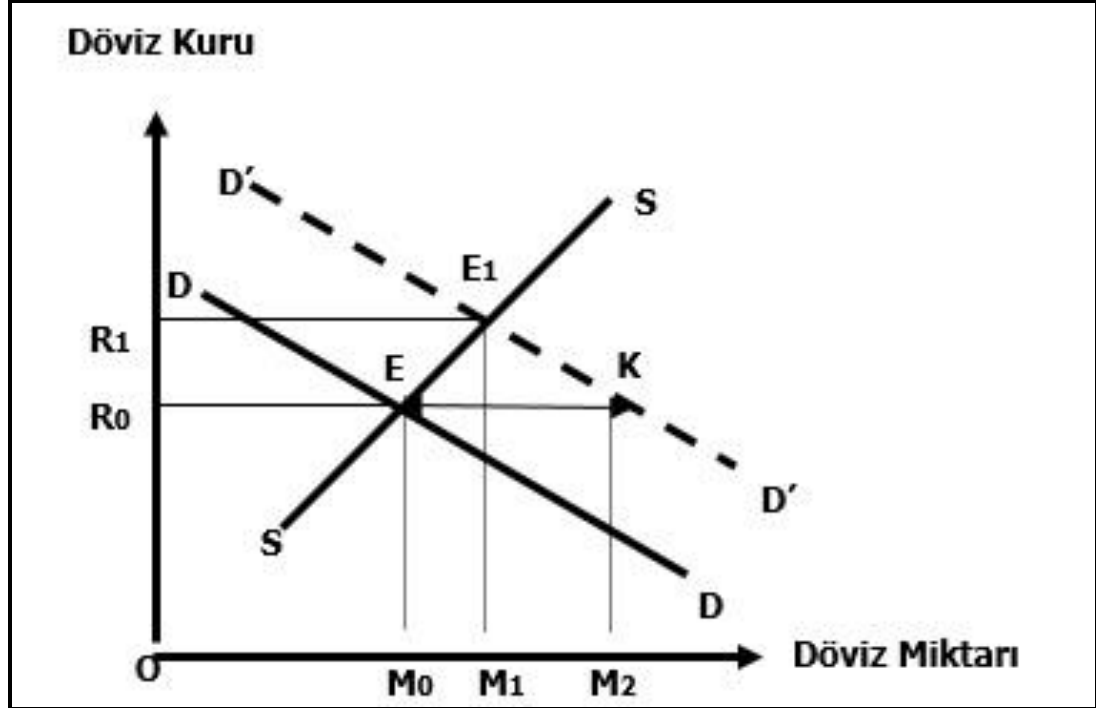
(Çevrimiçi) <http://www.bigpara.com/dolar/1yil/> Kaynak: Erişim Tarihi: 18 Şubat 2015

Grafik 2’de Dalgalı Kur Sistemi’nde kurun devamlı değişkenlik gösterdiği görülmektedir.

Aşağıda Grafik 3’te görüldüğü gibi döviz piyasasında denge, DD döviz talebi ile SS döviz arzının kesiştiği E noktasında oluşur. Piyasa hacmi OM_0 , denge kuru OR_0 olur. Serbest değişken kur sistemi altında döviz talebi eğrisinin D’D’ şeklinde kayması ancak dış denge döviz kurunun E_1 seviyesine yükselmesi durumunda oluşur. Döviz kuru R_0 seviyesinde tutulmak istenirse mevcut Merkez Bankası, Ödemeler Bilançosu’nda oluşan M_0M_2 miktarında döviz açığı kadar piyasaya döviz satışında bulunması gerekir.¹⁶

¹⁶Seyidoğlu, a.g.e. s.19

Grafik 3: Serbest Kur Sistemi



Kaynak: Seyidođlu, a.g.e. s.19

Toplam döviz talebi, ülkenin mal ve hizmet ithali ile yurt dışına ihraç edilmek istenen sermaye miktarından oluşur. Kur yükseldikçe yabancı mallar pahalılaşır ve talep edilen yabancı mal miktarı, dolayısıyla döviz talebi azalır. Kur yükseldikçe ihraç malları döviz cinsinden ucuzlamış olacaktır.

Gerçek hayatta Serbest Kur Rejimi'ni sınırsız ve kontrolsüz olarak uygulayan hemen hemen hiçbir ülke bulunmamaktadır. Birçok ülke resmi olarak Dalgalı Kur Rejimi'ni uyguladığını belirtmesine rağmen, bu esasen Yönetimsel Dalgalanma Modeli, Sürünen Bant Modeli¹⁷ veya Sürünen Pariteler Modeli'dir. Sürünen Bant Modeli'nde Merkez Bankası, önceden belirlediği bir kur bandını uygulayarak kurun bant içinde serbestçe dolaşmasını sağlar. Alt ve üst bantlar farklı genişlikte olabilir. Sürünen Pariteler Modeli'nde devalüasyondan ya da revalüasyondan kaçınılır. Zamana yayılarak küçük oynamalarla kurda istenen yere varılmaya çalışılır.

¹⁷ Edwards, S. & Savastano, M.A. (1999). Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?, NBER Working Paper Series, 7228, 6-7.

Calvo ve Reinhart (2000), çalışmalarında geliştirmekte olan birçok ülkenin parasının esnek kur uygulayan gelişmiş ülke paralarına göre daha az dalgalandığını belirtmişlerdir. Ayrıca, yazarlar uluslararası rezervler ve faiz oranlarındaki dalgalanmanın daha fazla olduğunu açıklamışlar ve Serbest Kur Rejimi uygulayan ülkelerin Merkez Bankalarının, ülkenin faiz oranlarını ve döviz rezervlerini kullanarak döviz kuruna müdahalede bulduklarını tespit etmişlerdir.¹⁸

1.2.1. Dalgalı Kur Sisteminin Yararları

Dalgalı kur sisteminin çeşitli yararları vardır.¹⁹ Bunlar, Yerel paranın gerçek değerini yansıtması, dış ödemeler dengesini sağlanması, iç ekonomik bağımsızlık, dış ülke işsizlik problemlerinde izolasyon, dış döviz kaynağına bağımlılığın azalması, dış sarsıntılardan ekonomiyi muhafaza etmesi, uygulamada kolaylık sağlanması, kurlardaki ani fırlamaları engellemesi şeklinde belirtilebilir. Dalgalı kur sisteminin çeşitli yararları aşağıda maddeler halinde belirtilmiştir:

a)Yerel Paranın Gerçek Değerini Yansıtması: Kurların oluşmasına resmi Merkez Bankalarının karışmadığı durumlarda, kurlar arz ve talep dengesine göre belirlenecek ve denge kuru sağlanmış olacaktır. Hükümetlerin belirlediği kurlar genellikle Yerel parayı aşırı değerli hale getirir. Özellikle enflasyon oranı bir ülkede yüksek ise sabit kur sistemi belli bir süre sonra sorun çıkarabilir. Böyle durumlarda kurlar gerçekçi değildir. Sabit Kur Sistemi'nde, kurlar ilk başta denge kuru olmasına rağmen zamanla müdahaleler sonucu olması gereken değerden farklılaşacaktır.

b)Dış Ödemeler Dengesinin Sağlanması: Dalgalı Kur Sistemi'nin en önemli özelliği, Ödemeler Dengesi'nde görülen dış açık veya dış ödeme fazlalarının kendiliğinden serbest değişmelerle dengeye gelebilmesidir. Oysa Sabit Kur Rejimleri'nde dış parasal denge, hükümet kararlarını, yoğun bürokratik faaliyetleri

¹⁸ Guillermo A. Calvo And Carmen M. Reinhart, Fear Of Floating, The Quarterly Journal Of Economics, Mayıs 2002, 2. Baskı, s.392-405

¹⁹<http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/b2428c80-f801-4c24-96ce-5224a023bec2/SSS.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=b2428c80-f801-4c24-96ce-5224a023bec2>
Erişim Tarihi: 17 Eylül 2014

ve sabit kurun devamlılığını sağlayacak bürokratik altyapı giderlerini gerektirecektir.²⁰

c)İç Ekonomik Bağımsızlık: Serbest Dalgalı Kur Sistemi'nde hükümetler, Sabit Kur Sistemi'ndeki gibi iç ekonomi politikalarını belirlerken Ödemeler Bilançosu'ndaki dış dengeyi bozacağı endişesi taşımazlar. Yani, iç denge amacına yönelik politika uygulamalarında bağımsız hareket etme olanağı elde edilmiş olacaktır. Böylece, dış denge amacına yönelik harcama genişletici ve harcama daraltıcı politikaların uygulanması ihtiyacı doğmayacaktır. Dış denge, kur değişmelerinin serbest olarak değişmesine bağlı olarak kendiliğinden sağlanacağı için, hükümetler ödemeler bilançosundan bağımsız olarak, ülkenin iç meseleleri olan işsizliğin önlenmesi veya enflasyonla mücadele gibi konularla ilgilenebilir.²¹

d)Dış Ülke İşsizlik Problemlerinde İzolasyon: Dalgalı Döviz Kuru Sistemi'nin diğer bir avantajı ise, diğer ülkelerdeki işsizlik problemlerinden uzak kalan bir sistem olmasıdır. Diğer ülkelerin ekonomik problemleri etkisiz kalmaktadır. Örneğin, İngiltere'de işsizliğin arttığı düşünülürse, işsizlik artınca gelirlerde düşecektir. Bunun sonucu Türk mallarına karşı talep azalacaktır. Bu da İngiltere'nin daha az Türk Lirası (TL) istemesine yol açacaktır. Dalgalı Kur Sistemi olduğundan TL'ye talep azalacaktır. TL'nin değeri Sterlin (Pound) karşısında azalacaktır. Bu azalmayla beraber Türkiye'den gelen mallar daha ucuzlayacaktır. Fiyatlar ucuzlayınca talep artışı meydana gelecek ve Türk malları satılmaya başlayacaktır. Böylelikle Dalgalı Kur Rejimi sayesinde İngiltere'ye olan Türkiye'nin ihracatı çok etkilenmemiş olacaktır.²²

e)Dış Döviz Kaynağına Bağımlılığın Azalması: Serbest Kur Sistemi'nde, geçici dengesizlikler hariç döviz arz ve talebi dengede olduğundan döviz bağımlılık ortadan kalkar. Sabit Kur Sistemi'nin gereği olarak Merkez Bankaları yüksek miktarlarda döviz rezervi bulundurmaları zorundadırlar. Değişken Kur Sistemi'nin

²⁰ (Çevrimiçi) www.econ.itu.edu.tr/documents/eko201/ch28ekoyeni.pptx Erişim Tarihi:18 Eylül 2014

²¹ (Çevrimiçi) https://www.tbb.org.tr/Dosyalar/Arastirma_ve.../Kurrejimleri.doc Erişim Tarihi:19 Eylül 2014

²² Madura, Jeff, a.g.e., s.173

özelliđi bu dıř rezervlere olan ihtiyaçı en aza indirmektir. Devletler kaynaklarının büyük bir kısmını dövize bağlamak zorunda kalmazlar. Merkez Bankaları da döviz piyasasına müdahale yapma gereksinimi duymayacaktır.

f)Dıř Sarsıntılardan Ekonomiye Muhafaza Etme: Dalgalı Kur Sistemi, yabancı enflasyon ve dalgalanmalara karşı daha fazla koruyucu etki sağlamaktadır. Örneđin dıř ülkelerde yüksek enflasyon varsa Yerel parayı otomatik olarak ayarlayacaktır.²³

g)Uygulamada Kolaylık: Dalgalı Kur Sistemi pratikte gayet basittir. Sabit Kur Sistemi'nin aksine kur belirleme zorunluluđu, hesaplaması gerekmez. Piyasanın işleyişine göre kur piyasalarda kendiliğinden belirlenmektedir. Bu da piyasaya müdahale edilmemesi demektir. Bu sistemde kaynaklar daha tasarruflu kullanılabilir.²⁴

h)Kurlardaki Ani Fırlamaları Engelleme: Dalgalı Kur Rejimi'nde kurlar minik minik aşağı veya yukarı yönlü deđişimler gösterir. Oysaki Sabit Kur Rejimi'nde olası bir devalüasyonda, kurlardaki ani kırılma veya artış piyasada büyük etki yapar.²⁵

i)Dünya Ticaret Hacminin Optimumuna Ulaşması: Dalgalı Kur Rejimi, Dünya ticaret hacminin ve kaynak dağılımının en uygun olmasını sağlar. Eğer bir ülkenin Yerel parası, olması gerekene göre aşırı deđerlenirse ihracatı azalır, ithalatı artar ve böylece dengeli dıř ticareti bozulmuş olur. Bu durum, zamanla ülkenin ticaret hacminin daralmasına neden olabilir. Bundan ötürü Dalgalı Kur Rejimi dünya ticaretine istikrar getirir.²⁶

1.2.2. Dalgalı Kur Sisteminin Sakıncaları

²³ (Çevrimiçi) <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/b2428c80-f801-4c24-96ce-5224a023bec2/SSS.pdf?MOD=AJPERES&CACHEID=b2428c80-f801-4c24-96ce-5224a023bec2>

Eriřim Tarihi: 19 Eylül 2014

²⁴ Adı geçen link, Eriřim Tarihi: 19 Eylül 2014

²⁵ Adı geçen link, Eriřim Tarihi: 19 Eylül 2014

²⁶ Adı geçen link, Eriřim Tarihi: 19 Eylül 2014

Dalgalı Kur Sistemi'nin çeşitli sakıncaları vardır. İthal enflasyon problemi, ticaret ve yatırımları azaltıcı durum, düşük esneklik sorunu, enflasyon üzerindeki denetimi gevşetmesi, istikrar bozucu spekülasyon, kısa dönem kur değişimlerinde “Hedefi Aşma” bunlardan bazılarıdır. Dalgalı Kur Sistemi'nin sakıncaları aşağıdaki gibi açıklanmıştır:

a)İthal Enflasyon Problemi – Maliyet Enflasyonu Oluşturma: Dalgalı Kur Sistemi'nde kurdan kaynaklı enflasyon transfer edilmiş olur. Dalgalı Kur Sistemi'ne karşı olanlar, Dalgalı Kur Sistemi'nin iç maliyetler üzerinde “tek yönlü” etkiler (racket effect) doğurarak yurt içi enflasyonu körükleyeceğini belirtirler. Bir ülke ürettiği malların hammaddesini ithal yolla temin ediyorsa, bu ülkede Yerel paranın sürekli değer kaybetmesi ithal hammaddenin pahalılaşması manasına gelir. Böylelikle ülkenin mallarının fiyatı artacaktır ve ithalattan kaynaklı bir enflasyon yaşanacaktır.²⁷

Yerel paranın değer kaybetmesiyle maliyet enflasyonunun nasıl oluştuğuna dair bir örnek verilmek istenirse, bir ülkede Yerel üretimin hammadde ve yarı mamül kısmının %40'ı yurt dışı kaynaklı ve %60'ı yurt içi kaynaklı olduğunu farzedelim. Kur 1.00 iken 1,25 olduğu düşünülürse, Yerel para %20 değer kaybeder. Böylelikle ithal edilen hammadde ve yarı mamül maliyetleri de %25 artmış olur. Toplam maliyet $\%40 \times (1+\%25) + \%60 = \%110$ oluyor. Yani iç maliyetlerdeki toplam artış %10 olmuştur. İç maliyetlerdeki artış malların satış fiyatına da yansıyor. İşçilerde bu sefer satınalma güçleri azaldığı için ücretlerine zam istiyorlar. Sonuçta iç enflasyon artmış oluyor. Karşı görüşü savunanlar ise kurların artmasıyla meydana gelen fiyat artışının dış ticaretin Yerel ekonomideki payına ve sanayinin gelişip gelişmemesine bağlı olduğunu söylemektedirler. Ayrıca, kurdan kaynaklı enflasyonun Yerel üretimi özendirebileceğini vurgulamışlardır.²⁸

b)Ticaret ve Yatırımları Azaltıcı Durum: Belirsizlik her zaman için ekonomileri olumsuz etkilemiştir. İthalat veya ihracat yapan sektörler gelecekte ödeyecekleri ve

²⁷Emre Alpan İnan, “Kur Rejimi Tercih ve Türkiye”, Türkiye Bankalar Birliği, Şubat 2002, s.4

²⁸(Çevrimiçi). <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/enflasyon.pdf> Erişim Tarihi: 23 Temmuz 2014 s.5

kazanacakları döviz kurunu bilmek isterler. Serbest Dalgalı Kur'daki bu belirsizlik ticaret iştahını azaltabilir. Ayrıca yurt dışından gelecek yatırımları caydırıcı bir etkisi olduğu söylenebilir. Kurumlar gelecekteki döviz kurlarını “Hedging” yöntemleri ile koruma altına alırlar ve bu işlemleri çoğunlukla vadeli işlem borsalarında yaparlar. Ancak birçok ülkede vadeli işlem borsaları yoktur ya da az gelişmiştir.²⁹

c)Düşük Esneklik Sorunu: Dalgalı Kur Rejimi'nde, döviz piyasalarında istikrarın sağlanması arz ve talep eğrilerinin esnekliğine bağlıdır. Ancak, arz ve talep eğrileri yeterince esnek değildir. Bu yüzden döviz kuru istikrarı bozulacaktır ve belirsizleşecektir. Ancak son zamanlarda yapılan ekonometrik çalışmalar bu savın geçersiz olduğunu ve döviz arz-talep eğrilerinin yeterince esnek olduğunu söylemektedir.³⁰

d)Enflasyon Üzerindeki Denetimi Gevşetmesi: Sabit Kur Sistemi iç fiyatların yükselmesini engeller. Kuramde Sabit Kur Sistemi'nde ödemeler bilançosu açık verir, çünkü genişletici para ve maliye politikaları uygulanmıştır. Ödemeler bilançosundaki döviz ve altın rezervlerinin erimesine yol açar. Ama Ödemeler Bilançosu'ndaki dış cari açıklar sınırsız bir şekilde sürdürülemeyeceğine göre, ülke aşırı enflasyonu önlemek ve fiyat istikrarı sağlamak zorunda kalır. Dalgalı Kur Sistemi ise iç fiyatlarla ilgilenmez.³¹

e)İstikrar Bozucu Spekülasyon: Dalgalı Kur Sistemi'ne karşı olanlar, spekülörlerin döviz kurlarındaki biraz düşüşü bahane ederek gelecekte daha fazla Yerel paranın değerinin düşeceğini söyleyeceklerini ve bununda aşırı dalgalanmaya yol açacağı savını ileri sürerler. Yerel paranın değer kaybedeceğine inanan spekülör Yerel parasını, yabancı bir güçlü paraya değiştirir ve bekler. Bu davranışlar, istikrar bozucu etki yapar.³²

²⁹ Parasız, İlker. Makro Ekonomi, Ezgi Kitabevi, 4. Baskı, 1993, s. 202

³⁰ A.g.e., İnan, s. 5

³¹ A.g.e., İnan, s. 6

³² A.g.e., İnan, s. 6

İstikrar bozucu spekülasyon işleminde, spekülatörler Yerel para değer kaybettiğinde Yerel parayı satar. Yerel para değer kazanırsa Yerel parayı satın alırlar. Fakat bu günübürlük işlem yapmalarını gerektirir. Oysa spekülatörlerin uzun vadeli yatırım peşinde olduklarını düşünürsek tam tersi olumlu bir şekilde kuru etkilediğinden bu sefer istikrar yapıcı spekülasyon olmaktadır (Stabilizing). Spekülatörlerin bu işlemleri kuru dengelemeye ve sağlamlaştırmaya etki yapar.

İstikrar yapıcı spekülasyonda uzun dönemde Yerel para, spekülatörler tarafından öngörülen değer kaybının altına inerse alınır. Yerel para, öngörülen değer artışını geçerse satılır. Böylece istikrarlı bir dalgalanmaya katkı sağlanmış olunur.

Bazı durumlarda Sabit Kur Sistemi, spekülasyona daha açık olabilir. Buna sebep olarak da, spekülatörlerin gelecekte beklenen olası bir devalüasyon veya revalüasyon durumuna hazırlık yapmalarını engelleyecek ya da sınırlandırarak hiçbir yasal zorunluluğun olmamasıdır.³³

f) Kısa Dönem Kur Değişmelerinde “Hedefi Aşma”: Kısa dönemde döviz kurlarının, uzun dönemde Merkez Bankası tarafından istenen denge değerlerinin etrafında iniş çıkışlar göstermesine “hedef aşma” (over-shooting) olayı denilmektedir. Bu da rezerv sorununu doğurabileceğinden, devletin müdahalesi hedefi aşama durumlarında gerekli olabilir. Ancak bu müdahalenin kısa dönemli dalgalanmaları önlemeye yönelik olması beklenmektedir.³⁴

1.3. Karma Sistemler (Mixed Systems)

Dalgalı Kur Sistemi’nde kurları etkileyen Merkez Bankası faktörleri varsa kur sistemi tamamen serbest olamayacağından sistemin adı da Dalgalı Kur Rejimi olmayacaktır. Böyle bir durumda sistemin adı Karma Sistem’dir. Dalgalı Kur Sistemi ile Sabit Kur Sistemi’nin belli oranlarda harmanlanması sonucu meydana gelmektedir. Mesela Merkez Bankaları tarafından döviz rezervi alınıp satılması,

³³ Parasız, İlker. Makro Ekonomi, Ezgi Kitabevi, 4. Baskı, 1993, s. 203

³⁴ ERTÜRK, Emin (2001), Uluslararası İktisat, Alfa Yayınları, 2. Baskı, İstanbul.

dolaylı bir biçimde hissettirilmeden yapılmaya çalışılan para ve maliye politikaları ve jawboning³⁵, Karma Sistem'e özgüdür.³⁶

Karma Sistemler'e örnek olarak GÜdümlü-Yönetimli Dalgalanma (Managed Floating), Geniş Bantlı Pariteler (Wider Band), Sürünen Pariteler (Crawling Peg), Parasal Birlikler (Currency Areas) verilebilir.³⁷

1.3.1. GÜdümlü-Yönetimli Dalgalanma Sistemi (Managed Float Exchange Rate System)

Bu sistemde döviz serbest dalgalanmaktadır. Ancak kurlarda ani bir atak olursa, Merkez Bankaları müdahale eder. Atağa izin vermez veya belirlediği bir nokta yakınında kalmasını sağlar. Müdahalenin sınırlarını Merkez Bankası'nın para politikası stratejisi belirler. Bazı durumlarda aşırı müdahale söz konusu olabilmektedir. Merkez Bankaları yılsonuna veya belli bir tarihe göre hedef koyarak da kuru yönlendirmeye çalışabilir.

Güdümlü Dalgalanma'nın bir çeşidinde ise Merkez Bankası belli ve sık aralıklarla döviz artırma veya azaltma programını yayınlar. Böylece istediği gibi iç ve dış ekonomik konjoktüre göre kuru yönetmeye çalışır. Güdümlü Dalgalanma, Dalgalı Kur Sistemi'nin serbestliğini barındırırken, aynı zamanda Merkez Bankası'nın müdahaleleri neticesinde istikrarlı bir kur sağlamaktadır.

1.3.2. Geniş Bantlı Pariteler Yöntemi (Wideband Parity System)

Sabit Kur Sistemi'nden farkı, üst ve alt bantların olduğu geniş bir hacimde kurun dalgalanmasına izin verilir. Üst bant ve alt bant birbirine göre simetrik olabileceği gibi bazen simetrik olmayabilir. Örneğin; Merkez Bankası üst bantı, alt banta göre daha yüksek oranda belirleyebilir. 1 \$ = 2.11 TL olsun. Merkez Bankası finansal istikrar ve fiyat istikrarı hedeflerine göre üst bantı % 10 seviyesinde belirlendiğinde \$/TL döviz kuru, $1\$ = 2.11 \times (1+\%10) = 2.32$ TL olarak belirlemesine karşın, alt

³⁵Jawboning: Sözlük manası olarak tehdit ve birini ikna etme demektir. Ancak finans literatüründe hükümetin veya Merkez Bankası'nın düşüncelerini, stratejilerini anlatarak döviz kurunu etkileme çabası olarak kullanılmaktadır.

³⁶Sadi Uzunoğlu, a.g.k, 2007, s.15

³⁷ IMF World Economic Outlook 14 Nisan 2014, IMF Publication Services, s.44-45

bandı % 5 seviyesinde belirlediğinde ise, \$/TL döviz kuru, $1\$ = 2.11 \times (1 - 5\%) = 2.01$ TL olarak belirlenir.

1.3.3. Sürünen Pariteler Sistemi (Crawling Peg System)

Merkez Bankası önceden yaptığı hesaplarla ve analizlerle erkenden ne oranda kurun artacağını veya azalacağını kamuya duyurmuştur. Burada mevcut enflasyonun ve faizlerin durumları, döviz kurlarının tahminlenmesine yön verebilmektedir.³⁸Sürünen Pariteler Sistemi'nde kur, otomatik biçimde azar azar ama sürekli olarak değişir. Enflasyonu düşürmek amacıyla birçok Latin Amerika ülkesinde kullanılmıştır. Bu sistemde Merkez Bankası döviz kurunu önceden açıklayıp azar azar kuru arttırma yöntemiyle ani bir devalüasyon olmamasını sağlamaktadırlar.³⁹

1.3.4. Parasal Birlik Sistemi (Monetary Union System)

Parasal Birlik Yöntemi'nde gözlenen, genellikle aynı coğrafya içerisinde bulunan ülkelerin paralarını birbirlerine sabitlemesi ve ardından kendi paralarını diğer yabancı paralara karşı dalgalanmaya bırakmaları şeklinde görülmüştür. Buna örnek olarak, 1999 yılında Avrupa Birliği üyesi ülkelerin paralarını Euro'ya sabitlemeleri gösterilebilir.⁴⁰

Tablo 3'de Euro'ya parasını sabitleyen ülkelerin Euro karşısındaki sabitlenen değerleri verilmiştir. Avrupa Birliğinde 24 Temmuz 2014 tarihi itibariyle 28 üye ülke bulunmaktadır. 18 ülkenin parası Euro'ya bağlanmıştır.⁴¹ Avrupa Birliği'nde olduğu gibi, Parasal birlik kuran ülkelerin ekonomik özelliklerinin birbirine yakın olması gerekir. Aksi takdirde parasal birlik kuran ülkelere bazıları dış açık verirken bazıları dış fazla vermesi durumunda, birlikteki ülkelerin paraları birbirlerine sabitlendiğinden bazı problemler ortaya çıkabilir.

³⁸ Yalçiner, K., Uluslararası Finansman, Gazi Kitabevi, Ankara, 2008

³⁹ Obstfeld, M., Rogoff, K., "The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?", in B.S Bernanke, and K. Rogoff (eds.), NBER Macroeconomics Annual 2000, MIT Press, 2001, s: 381.

⁴⁰ Seyidoğlu, a.g.e. s.19

⁴¹(Çevrimiçi) <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/banka/emu/Pariteler.pdf>, Erişim Tarihi: 24 Temmuz 2014

Tablo 3: Avrupa Ekonomik ve Parasal Birliđi'ne - (EPB) Üye Ülkelerin Para Birimlerinin Euro Karşısındaki Deđerleri

EMU (European Monetary Unit) Üyesi Ülkeler			
No	Ülke Adı	Katılım Tarihi	1 € Karşısında Sabitlenen Ulusal Para Birimi
1	Almanya	01.Oca.99	DEM 1.95583 (Alman markı)
2	Avusturya	01.Oca.99	ATS 13.7603 (Avusturya şilini)
3	Belçika	01.Oca.99	BEF 40.3399 (Belçika frangı)
4	Finlandiya	01.Oca.99	FIM 5.94573 (Fin markkası)
5	Fransa	01.Oca.99	FRF 6.55957 (Fransız frangı)
6	G. Kıbrıs Rum Yönetimi	01.Oca.99	CYP 0.585274 (GKRY poundu)
7	Hollanda	01.Oca.99	NLG 2.20371 (Hollanda florini)
8	İrlanda	01.Oca.99	IEP 0.787564 (İrlanda poundu)
9	İspanya	01.Oca.99	ESP 166.386 (İspanyol pezetası)
10	İtalya	01.Oca.99	ITL 1936.27 (İtalyan lireti)
11	Lüksemburg	01.Oca.99	LUF 40.3399 (Lüksemburg frangı)
12	Portekiz	01.Oca.99	PTE 200.482 (Portekiz eskudosu)
13	Yunanistan	01.Oca.01	GRD 340.750 (Yunan drahmisi)
14	Slovenya	01.Oca.07	SIT 239.640 (Slovenya toları)
15	Malta	01.Oca.08	MTL 0.429300 (Malta lirası)
16	Slovakya	01.Oca.09	SKK 30.1260 (Slovakya korunası)
17	Estonya	01.Oca.11	ESK 15.6466 (Estonya kronu)
18	Letonya	01.Oca.14	LTL 0.702804 (Letonya latsı)

Kaynak: (Çevrimiçi) <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/banka/emu/Pariteler.pdf>, Erişim Tarihi: 24 Temmuz 2014

1.3.5. Yatay Bantlar İçinde Hareket Eden Sabit Kur Sistemi (Horizontal Band System)

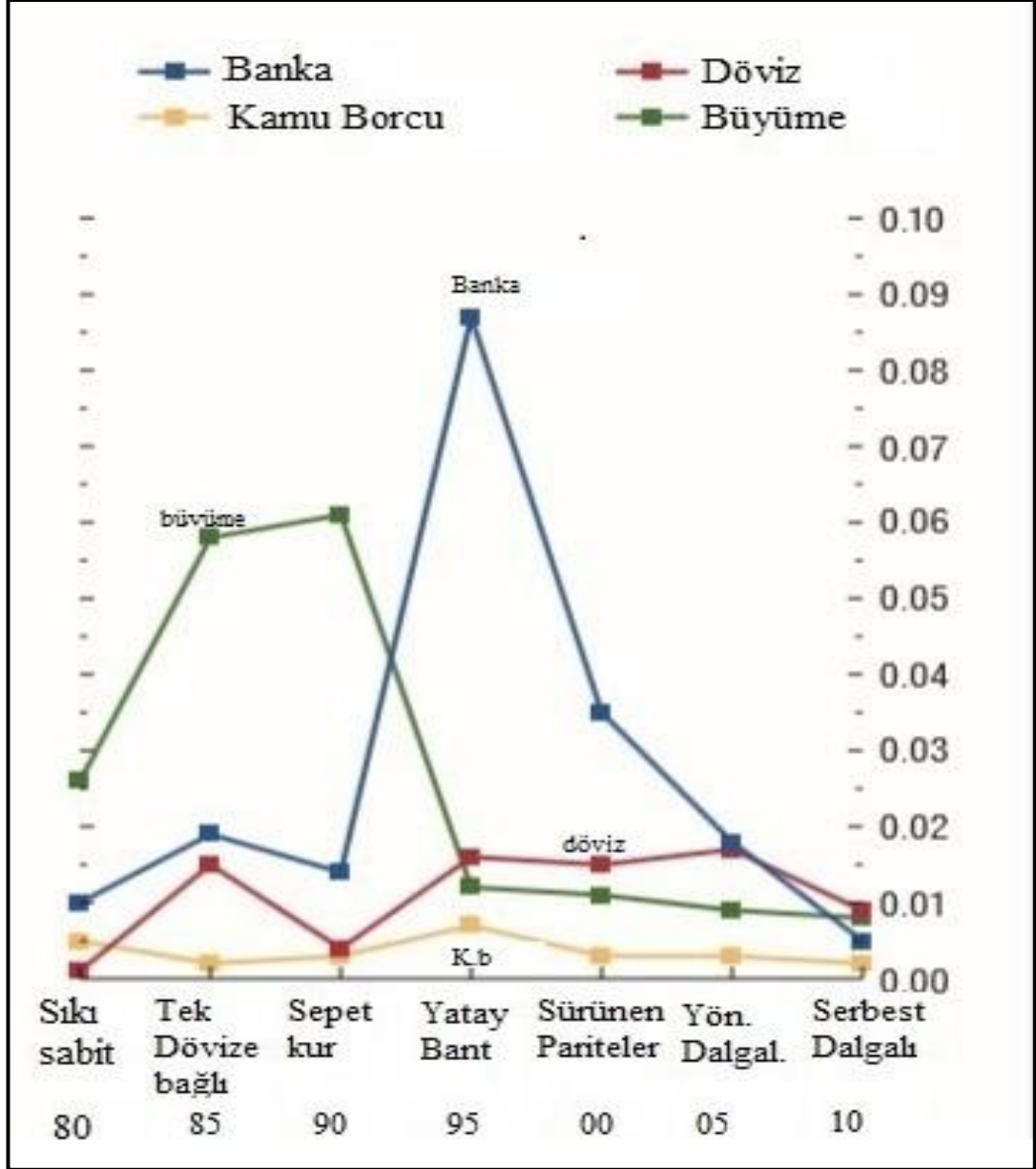
Yerel paranın değeri, önceden belirlenen merkezi kurun etrafında en az % ± 1 'lik bir bant içinde hareket eder. 13 Mart 1979'da Avrupa Ekonomik Topluluğu tarafından Avrupa'da parasal istikrarı sağlamak için uygulanan, Avrupa Döviz Kuru Mekanizması (The European Exchange Rate Mechanism - ERM) bunun için iyi bir örnektir.

Yatay Band Sistemi'nde, Grafik 4'de görüldüğü gibi 1980-2011 yılları arasında gelişmekte olan ülkelerde, bankacılıkta kriz çıkma olasılığı çok yüksek olmuştur. Bankacılıkta kriz çıkma olasılığı diğer kur sistemlerinde %1-3 bandında iken, Yatay Band Sistemi'nde %9'lardadır. Grafik 4'de y eksenini olasılıkları vermektedir. Grafik 4'de büyüme grafiği, gelişmekte olan ülkelerdeki izlenen döviz kuru politikasına göre büyüme olasılıklarını vermekte iken, döviz grafiği ise döviz kurlarındaki oynaklık olasılığını göstermektedir.⁴²

Aşağıda verilen Grafik 4'de "Sıkı Sabit" ifadesi, döviz kurlarının sabitlendiği kur politikasını ifade etmektedir. "Tek Döviz Bağı" ifadesi, Yerel paranın tek bir dövizde sabitlendiği kur politikasını ifade ederken "Sepet Kur" ifadesi ise Yerel paranın birden fazla dövizden oluşturulan bir sepete bağlandığı Sabit Kur Sistemi'ni anlatmaktadır.

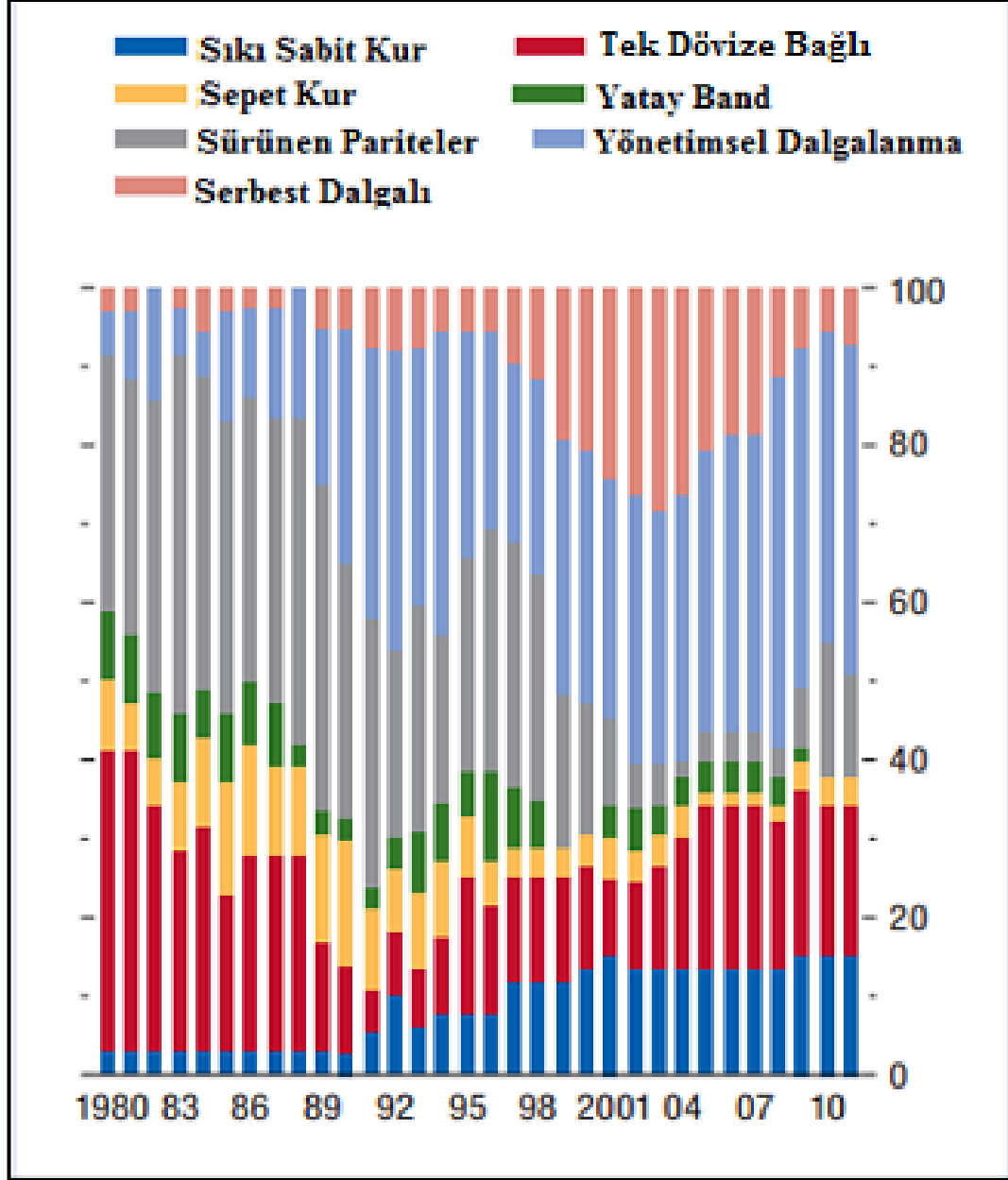
⁴² Kaynak: IMF World Economic Outlook 14 Nisan 2014, IMF Publication Services, s.44

Grafik 4: 1980-2011 Yılları Arasında Gelişmekte olan Ülkelerdeki Tahmini Kriz Olasılıkları



Kaynak: IMF World Economic Outlook 14 Nisan 2014, IMF Publication Services, s.45

Grafik 5: IMF'e göre IMF Üyesi Ülkelerin 1980-2011 Yılları Arasında Uyguladıkları Döviz Kuru Politikaları

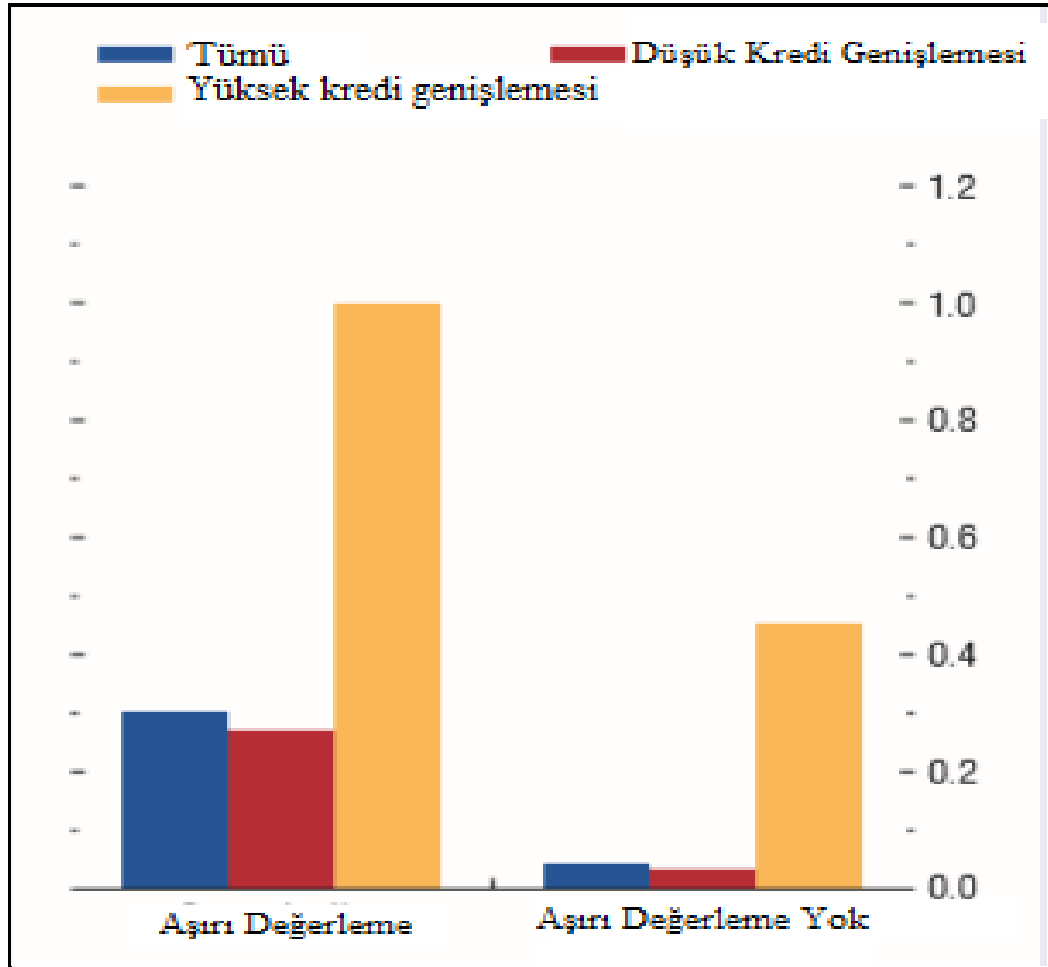


Kaynak: IMF World Economic Outlook 14 Nisan 2014, IMF Publication Services, s.44

Grafik 5’de yıllara göre IMF üyesi ülkelerin uyguladıkları kur rejimleri verilmiştir. 1980’lerden beri Yatay Bant Sistemi, çok az ülkede kullanılmıştır. 2000’li yılların ortalarında Serbest Dalgalı Kur Sistemi’ni kullanan ülke sayısı, tüm IMF üyesi ülkelerin %20’si iken, bu oran 2010’lu yılların başında %5’lere gerilemiştir. Yönetimli Dalgalanma Sistemini kullananların oranı yıllar itibariyle artış

göstermiştir. 1980’li yıllarda %10 civarında, 1990’lı yıllarda %20 civarında, 2000’li yıllarda %30 civarında ve 2010’lu yılların başında ise %40 civarında IMF üyesi ülke Yönetimli Dalgalanma’yı kullanmıştır. Parasını, tek dövize bağlayan ülkelerin oranı 2010’lu yılların başında %15 civarındadır. Bu oran, 1990’lı yılların başında %5’lerdedir. Sıkı Sabit Kur Sistemi’ni uygulayan ülkeler 1980’lerde %3’lerde iken bugüne dek artmıştır. 2011 yılı itibariyle yaklaşık %15’lerdedir. Sürünen Pariteler Sistemi 1980 ve 1990’lı yıllarda %20’lerde iken bugünlerde popüleritesini yitirmiş ve %10’lara düşmüştür. Sepet Kur Sistemi’ni uygulayanlar 90’lı yılların başında %15’lerde iken, zamanla cazibesini yitirmiş, 2010’lu yıllarda %3’lere düşmüştür.

Grafik 6: Geçmiş Yıllarda Gerçekleşen Ekonomik Krizlere İlişkin IMF Üyesi Ülkelerde Döviz Kurunun Aşırı Değerlenmesi Halinde Bankacılık ve Döviz Krizi Olasılıkları



Kaynak: IMF World Economic Outlook 14 Nisan 2014, IMF Publication Services, s.46

Yukarıda Grafik 6’da, döviz kurunun aşırı değerlendiği veya aşırı değer kaybettiği durumlarda bankacılık veya döviz krizi çıkma olasılıkları verilmiştir. Mesela, kur aşırı değerlendiğinde ve yüksek kredi genişlemesi olduğunda kriz çıkma olasılığı göreceli olarak çok yükselmektedir. Grafik 6’ da görüldüğü gibi IMF üyesi ülkelerde Sabit Kur Sistemi’nde, kurda aşırı değerlenme olmasa bile yüksek kredi genişlemesi varsa bankacılık veya döviz krizi çıkma olasılığı düşük kredi genişlemesine göre oldukça fazladır.

Düşük kredi genişlemesi varsa ve kurlarda aşırı değerlenme yoksa bankacılık veya döviz krizi çıkma olasılığı göreceli olarak yok gibidir. Sabit döviz kuru sistemlerinde kurun aşırı değerlenmesi ve yüksek kredi genişlemesi bir arada ise kriz çıkma olasılığı artmaktadır. Kur aşırı değerliyse yüksek kredi genişlemesinden kaçınılmalıdır.

2. DÖVİZ KURLARININ BELİRLENMESİNİ AÇIKLAYAN ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARI

Önceki bölümlerde değinildiği üzere, döviz kurlarını belirleyen çeşitli faktörler vardır. Ürün fiyatları, para arzı, enflasyon, enflasyon temelli oluşan faiz oranları, malların ikamesinin olup olmaması, devletlerin koyduğu gümrük tarifeleri, kurlara konu olan ülkeler arasındaki ticaret hacminin genişliği veya darlığı, ülkelerdeki siyasi belirsizlik düzeyleri ve arbitraj gibi birçok faktör döviz kurlarını etkileyebilmektedir.

Döviz kurları, menkul değerler, ticari mallar veya faiz oranları gibi bir ekonomik varlığın aynı andaki fiyat farklılıklarından kar sağlamak üzere eşanlı olarak farklı pazarlarda alınıp satılması, ya da satılıp alınması işlemlerine “Arbitraj” denir.⁴³ Farklı piyasalarda aynı malın satışı veya alışı arasında fiyat farkı varsa ve bu farktan yararlanarak kar elde etme imkânı varsa, buna “Arbitraj” denir.⁴⁴

Teorik olarak ülkelerin döviz kurlarını, faiz oranlarını ve nominal enflasyon oranlarını birbirleriyle ilişkilendiren ve döviz kurlarının belirlenmesine yönelik olan dört farklı parite kuramı literatürde yer almaktadır. Bunlar; Satınalma Gücü Paritesi – (SGP) (Purchasing Power Parity - PPP), Fisher Etkisi – (FE) (Fisher Effect - FE), Uluslararası Fisher Etkisi – (UFE) (International Fisher Effect - IFE), Faiz Oranı Paritesi – (FOP) (Interest Rate Parity - IRP) kuramlarıdır.⁴⁵

Bir ülkede para arzının %5 arttırılması, mevcut ürünlerin fiyatının da %5 artmasına yol açabilir. Bu da o ülkedeki enflasyonun %5 artması anlamına gelmektedir. Böylelikle dış ülkelere gelen mallar daha ucuzlanmış olacak ve bu da kurun dengeye gelmesi için artması yönünde bir baskı oluşturacaktır. Satınalma Gücü Paritesi, Uluslararası Fisher Etkisi gibi kuramlar, tekrar denge kurunun oluşmasını sağlamaya yönelik kuramlardır.

⁴³ (Çevrimiçi) www.baskent.edu.tr/~alguner/DERS3.doc

⁴⁴ Shapiro, Alan C., Multinational Financial Management, 10. Baskı, 11 Kasım 2013 s.143, Wiley

⁴⁵ Atakan, Tülin., Uluslararası Finansa Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

2.1. Tek Fiyat Kanunu (Law of Price)

Tek Fiyat Kanunu; bir malın bir ülkede Yerel para cinsinden satınalma değeriyle, dünyanın herhangi bir yerinde sözkonusu Yerel para birimine eşdeğer olan başka para birimleriyle satın alınabilmesinin aynı olması demektir. Bu kuramk yaklaşım, gerçek hayatta var olan çeşitli ticari engelleri, gümrük tarifelerini, taşıma masraflarını yok varsaymaktadır. (SGP)'nin temelde Tek Fiyat Kanunu'na dayanır.⁴⁶

Başka bir ifadeyle, mal arbitrajının olmadığını ve bütün piyasalarda fiyatların döviz kurları ile birbirine denk olduğunu varsayan yaklaşıma “Tek Fiyat Kanunu” denir. Farklı piyasalarda benzer şekilde, Tek Fiyat Kanunu'na göre mallar gibi, finansal varlıkların da döviz kurlarına göre denk fiyatlarda olduğu kabul edilir. Bu yaklaşıma göre, ülkeler arasındaki döviz kurlarından dolayı arbitraj imkânı olabilir. Bu durumda, arbitrajcılar düşük fiyat sunan piyasadan varlığı alıp, yüksek fiyatlı piyasada satarlar. Bir süre sonra düşük fiyata olan talep artacağından söz konusu malın fiyatı artar. Yüksek fiyatlı piyasada ise mal miktarı artacağından ve arz fazlası olacağından fiyatlar düşer. Böylelikle bir süre sonra her iki piyasada da fiyatlar birbirine denk hale gelir ve Tek Fiyat Kanunu geçerli olur.⁴⁷

Tek Fiyat Kanunu üzerine yapılan bir çalışmada⁴⁸, 11 OECD üyesi ülkede⁴⁹, 1973 ile 1990 yılları arasında, sadece seçilen ürünlerin %14,5'inin Tek Fiyat Kanunu'na uygun fiyatlandığı, %84,5'inin ise bu yaklaşıma uymadığı tespit edilmiştir. Tek Fiyat Kanunu'na uygun olan %14,5'in gösterdiği ortak özellik ise tüm dünyada satılan ve çok basit yapıda ekmek, yumurta, portakal ve süt gibi ürünler olmalarıdır.

⁴⁶ Krugman Paul R., Maurice O., “International Economics” , Elm Street Publishing Services, Inc. 2006

⁴⁷ Krugman, a.g.e. s.20

⁴⁸ Rogers, John H., Jenkins, Michael, “ “Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real Exchange Rates”, Journal of International Economics, 38, 1995, s.339-60

⁴⁹ 11 OECD Ülkesi: Belçika (BEL), Kanada (CAN), Almanya (DEU), Danimarka (DNK), Fransa (FRA), İngiltere (GBR), İtalya (ITA), Japonya (JPN), Hollanda (NLD), Norveç (NOR) ve Amerika Birleşik Devletleri (USA).

2.2. Satınalma Gücü Paritesi – (SGP) (Purchasing Power Parity)

Satınalma Gücü Paritesi Kuramı (SGP) ilk defa İsveç’li ekonomist Gustav Cassel tarafından 1918 yılında ortaya atılmıştır. Yazar, I. Dünya Savaşı sonunda ticari ilişkilerin düzenlenmesi ve resmi döviz kurlarının belirlenmesi için tavsiye olarak (SGP)’yi sunmuştur. Bu tarihten sonra (SGP), Merkez Bankaları tarafından yaygın bir şekilde spot döviz kurlarını belirlemek ve uzun dönem borçların ödenmesinde paranın değerinin belirlenmesi için kullanılmaya başlamıştır.⁵⁰

(SGP)’ye göre bir ürün, herhangi iki ülkede döviz kurlarından kaynaklanacak şekilde, birbirine denk fiyatlarla satılmaktadır. Diğer bir deyişle, bir miktar malı bir ülkede bir birim Yerel parayla alabiliyorsanız başka ülkelerde de aynı miktar malı ilgili ülkenin para birimine denk gelen bir birim Yerel parayla alabilirsiniz. (SGP), Tek Fiyat Kanunu’nun bir sonucudur. Tek Fiyat Kanunu’nu sürekli koruyabilmek için, döviz kuru her iki ülkenin yaklaşık enflasyon farkı kadar değişmelidir. (SGP), döviz kurunun iki ülkedeki görelî fiyat düzeylerini (enflasyon oranlarını) yansıtması gerektiği temeline dayanır. (SGP) kuramı, taşımacılık maliyetlerini, tarifeleri, kotaları, üretim maliyetlerini dikkate almaz. TÜFE gibi fiyat endeksleri oluştururken ülkelerin her bir mala verdiği ağırlığın aynı olması gerekmekte, ancak uygulamada buna uyulmadığı görülmektedir. Her bir ülke fiyatlar genel düzeyini hesaplarken farklı ürünleri farklı miktarlarda hesaba katmaktadır. Örneğin, A ülkesinin enflasyonu hesaplama tekniğine göre A ülkesinin enflasyonu %8 iken, B ülkesinin enflasyonu hesaplama tekniğine göre A ülkesinin enflasyonu %7 olabilmektedir.⁵¹

(SGP), döviz kurunun iki ülkedeki görelî fiyat düzeylerini (enflasyon oranlarını) yansıtması gerektiği temeline dayanır. Değınildiği üzere, (SGP) iki ülke arasında enflasyon oranlarına bakarak döviz kurlarını belirlemektedir. Tek Fiyat Kanunu’nu sürekli koruyabilmek için, döviz kuru her iki ülkenin yaklaşık enflasyon farkı kadar değişmelidir. İki ülkeden birbirleri ile karşılaştırılabilir iki ürünü alıp, bunların yerel fiyatları oranlanırsa, (SGP)’ye göre döviz kurlarına ulaşılabilmektedir. (SGP)’ye

⁵⁰ Bozoklu Ş., Yılanıcı V., “Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme”, Maliye Dergisi 158:587-606.

⁵¹ Seyidođlu, a.g.e. s.121

göre enflasyonu yüksek olan ülkenin parası, enflasyonu düşük olan diğer döviz karşısında değer kaybeder.

(SGP)'nin hesaplanmasında belli bir dönem için aşağıdaki formül kullanılır.⁵²

$$\frac{1 + i_h}{1 + i_f} = \frac{e_1}{e_0}$$

Bu formülde,

i_f : Yabancı paranın enflasyon oranı

i_h : Yerel paranın enflasyon oranı

e_0 : (t=0)'daki spot döviz kuru (1 birim yabancı para = ? Yerel para)

e_1 : (t=1)'deki spot döviz kurudur.

(SGP)'ye göre aşağıdaki formül ise (t) dönem için geçerlidir. Uygulamada her yılki enflasyon oranları farklı olacağından bunlar ayrı ayrı formülde yerine konulmalıdır.

$$\frac{(1 + i_h)^t}{(1 + i_f)^t} = \frac{e_t}{e_0}$$

t: dönem sayısı

e_t : (t.) dönemdeki spot döviz kuru

(SGP)'nin yaklaşık formülü şöyledir:

$$i_h - i_f = \frac{e_1 - e_0}{e_0}$$

Reel döviz kuru, ilgili iki ülkedeki enflasyonist etkilerden arındırılmış döviz kuru demektir.⁵³ Eğer bir para diğer paraya karşı %10 zayıflamışsa, fakat parası zayıflayan

⁵² Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

ülkenin enflasyonu diğer ülkeye göre %10 daha fazla ise reel kur değişmemiş demektir. Böyle bir durumun olması uzun vadede (SGP)'nin geçerli olduğunu gösterir. Nominal kurlar zaman içinde dalgalanırken reel kur, 0'a yakın eğimli bir regresyon doğrusunun etrafında küçük dalgalanmalar yapmaktadır denilebilir.⁵⁴

Uzun dönemde, kur değişimleri ile enflasyon oranları farkları arasında ciddi bir korelasyon vardır.⁵⁵ Bu da (SGP)'yi desteklemektedir. (SGP), uzun dönemde döviz kurlarının seyrini açıklayabilmek için önemli bir araçtır. (SGP)'ye göre oluşan kurlara bakılarak analizler yapıp, yerel paranın aşırı ya da düşük değerlendirilip değerlendirmediği hususunda yorumlar yapılabilir ve doğru kuru bulmaya yönelik çalışmalarda kullanılması öngörülebilir.⁵⁶

120 civarında ülkede üretilen ve The Economist Dergisi tarafından her ay yayınlanan Big Mac Endeksi, yabancı paraların ABD Doları'na karşı değerini (SGP) ve Tek Fiyat Kanunu'na dayanarak fiyatlandırmaktadır. Big Mac Endeksi sayesinde, herhangi bir döviz kurunun ne ölçüde aşırı değerli veya az değerlendirilmiş olduğunu yüzdesel (%) olarak görmek mümkündür.⁵⁷

Kırılgan Beşli Ülkeleri ile ilgili olarak, Grafik 7'de Türkiye için, Grafik 8'de Brezilya için, Grafik 9'da Hindistan için, Grafik 10'da Endonezya için ve Grafik 11'de Güney Afrika için 2000-2014 yılları arasındaki Big Mac Endeksleri verilmiştir.

⁵³ Madura, Jeff, a.g.e., s.242

⁵⁴ NISO, Abuaf, JORION, Philippe, "Purchasing Power Parity in the Long Run", The Journal of Finance, 45. Sayı, No:1, s:172-175, Mart 1990

⁵⁵ OBSTFELD, Maurice, University of California; Berkeley, International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned, Brooking Papers on Economic Activity No:1, 1995, s: 119-130

⁵⁶ Çetin, A., "Enflasyon, Döviz Kuru Belirsizliği ve Dolarizasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", İktisat-İşletme ve Finans Dergisi, CCXVIII, s. 99-110

⁵⁷ (Çevrimiçi), <http://www.economist.com/> Erişim Tarihi: 06 Ağustos 2014

Grafik 7: Türkiye için 2002-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı



Kaynak: Çevrimiçi, <http://www.economist.com/content/big-mac-index> Erişim Tarihi: 06 Ağustos 2014

Grafik 7’de uzun dönemde Türkiye’de Big Mac Endeksi’ne göre 2002 yılı başında ve 2008 yılı ortasında \$/TL kurunda %25’e varan aşırı değerlenmeler olmuştur ve TL aşırı değerli hale gelmiştir. Grafikte y ekseninde aşırı ya da düşük değerlenme yüzdesel olarak verilmiştir. En son 2014 yılı Temmuz ayı itibariyle ABD’de bir Big Mac \$4.80 ve Türkiye’de bir Big Mac ise 9.25 TL’dir. \$/TL kuru 2.09 iken Türkiye’de bir Big Mac’in kaç Dolar’a satıldığını bulmak istenildiğinde, bu fiyat $9.25 \text{ TL} / 2.09 = \4.42 ’dir. Sonuç olarak, \$4.80 olması gereken Big Mac, Türkiye’de daha ucuzdur ve \$4.42’a satılmaktadır. Dolayısıyla, TL’nin alım gücü daha fazladır ve olması gereken \$/TL kuru düşük değerlenmiştir. Fiyatın Türkiye’de de \$4,80 olması için kuru ne olması gerekir diye sorulursa $9.25 \text{ TL} / \$4.80 = 1.93$ olduğu bulunmaktadır. Dolayısıyla, olması gereken kur (SGP)’ye göre 1.93’tür. Türkiye’de \$/TL kuru ne kadar düşük değerlenmiştir? Bunun için $(1.93 - 2.09) / 2.09 = \% -7.7$ sonucuna varılır. Türkiye’de \$/TL kuru %7.7 daha düşük değerlenmiştir. Dolayısıyla, (SGP)’ye göre, \$/TL – 1.93 olması gerekirken, gerçekleşen kur, \$/TL – 2.09 ile daha yüksektir.

Grafik 8: Brezilya için 2000-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı



Kaynak: Çevrimiçi, <http://www.economist.com/content/big-mac-index> Erşim Tarihi: 07 Ağustos 2014

Grafik 8’de, Brezilya Reali için 2007 yılı kırılma noktası olmuştur. Bu tarihten önce \$/Real kurunda %50’lere varan düşük değerlenmelerin olduğu görülmektedir.

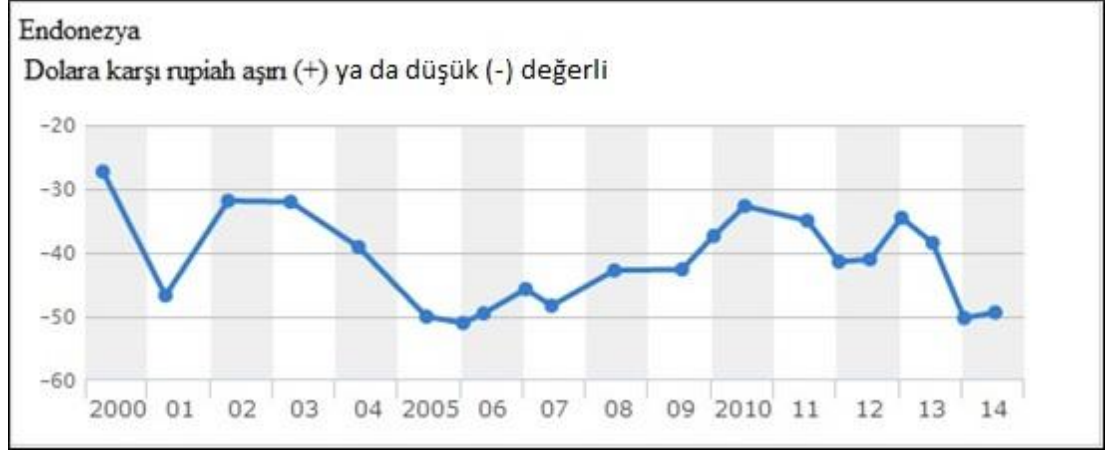
Grafik 9: Hindistan için 2011-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı



Kaynak: Çevrimiçi, <http://www.economist.com/content/big-mac-index> Erşim Tarihi: 07 Ağustos 2014

Grafik 9’da söz konusu dönemde Hindistan’da Big Mac Endeksi’nin geçerli olmadığı söylenebilir. 2011 yılı başından beri Hindistan Rupisi düşük değerlenmiştir. Grafik’in sol tarafında bulunan % -50 ve % -70 değerleri, Hindistan Rupisi’nin \$’a karşı 2011-2014 yılları arasında % -50 ile % -70 aralığında düşük değerlenmelerin olduğunu göstermektedir.

Grafik 10: Endonezya için 2000-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı



Kaynak: Çevrimiçi, <http://www.economist.com/content/big-mac-index> Erşim Tarihi: 07 Ağustos 2014

Grafik 10'da uzun dönemde Endonezya'da Big Mac endeksinin geçerli olmadığı söylenebilir. \$/Endonezya Rupiah'ı için 2000 yılı başından beri düşük değerlemelerin olduğu görülmektedir. Yani Rupiah düşük değerlenmiştir.

Grafik 11: Güney Afrika için 2000-2014 Yılları Arası Big Mac Hamburger Standardı



Kaynak: Çevrimiçi, <http://www.economist.com/content/big-mac-index> Erşim Tarihi: 07 Ağustos 2014

Güney Afrika'da Big Mac Endeksi, Grafik 11'de verilmiştir, uzun dönemde geçerli olmadığı görülmektedir. Güney Afrika Rand'ı için 2000 yılı başından itibaren % -20 ile % -60 aralığında düşük değerlemelerin olduğu görülmektedir.

Tablo 4: Kırılgan Beşli Ülkelerinde Big Mac (SGP) Temmuz 2014 Verileri

Ülke	Bir Hamburgerin Yerel Fiyatı	\$/Yerel Para	ABD'de Big Mac Fiyatı	Ülkede Big Mac Dolar Fiyatı	SGP'ye Göre Kur (\$/Yerel Para)	Aşırı ya da düşük değerlendirme (%)
Brezilya	13 Real	2.22	\$4.80	\$5.85	2.71	22.11
Hindistan	105 Rupî	60.09	\$4.80	\$1.74	21.89	-63.56
Endonezya	27939 Rupiah	11505	\$4.80	\$2.42	5826	-49.36
Güney Afrika	24.25 Rand	10.51	\$4.80	\$2.33	5.11	-51.41
Türkiye	9.25 Lira	2.09	\$4.80	\$4.42	1.92	-7.75

Kaynak: Çevrimiçi, <http://www.economist.com/content/big-mac-index> Erşim Tarihi: 08 Ağustos 2014

Tablo 4'te Kırılgan Beşli ülkelerinde (SGP) için Big Mac verileri verilmiştir. Gerçekleşen kurlara bakıldığında, Brezilya hariç diğer dört ülkenin paralarının Amerikan Dolar'ı karşısında değer kaybettiği görülmektedir.

Satınalma Gücü Paritesi (SGP)'den çoğu zaman sapmalar görülmektedir. Bu sapmaların bazı nedenleri açıklandığında şu hususlar önem taşımaktadır:⁵⁸

1- Ekonomideki para stoku, vergi, harcama ve gümrük politikaları ve faizlerde belirsizlik faktörleri iç fiyatlarla döviz kurlarını birlikte etkiler. Bu faktörlerdeki değişmelerin etkileri farklı zamanlarda kendini gösterir.⁵⁹

2- Kurdaki yüzdellik değişim; iki ülke arasındaki faiz oranları farkından, iki ülke arasındaki gelir düzeyleri farkından, hükümet kontrolündeki değişimlerden ve

⁵⁸ Doğanlar, M., Özmen, M., "Satınalma Gücü Paritesi ve Reel Döviz Kurları: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme", İMKB Dergisi, 2000, 16, Ekim-Kasım-Aralık, s.112-113.

⁵⁹ Mishkin, F.S., "The Economics of Money, Banking and Financial Markets", Pearsan-Addison Wesley, 9. Baskı, 1997, s.97

gelecekteki döviz kuru beklentilerinden etkilenmektedir. (SGP) ise bu hususları kuramk olarak dikkate almamaktadır.

3- Karşılaştırılabilir bir fiyat endeksi bulmanın zorluğu, ticaret dışı malların endekse girmesi, mallarda kalite farklılıkları, mal akımları üzerine konan gümrük tarifeleri (SGP)'nin geçerliliğini sınırlandırmaktadır.⁶⁰

4- Ani bir haberle veya günü birlik bir olayla kurlar değişim gösterebilir. Oysa malların fiyatlarındaki artış veya azalışın gelen haberlerden etkilenmesi zaman alır. Kurların ani değişimi, malların fiyatlarının ise yavaş bir şekilde değişmesi çok kısa vadede (SGP)'yi geçersiz hale getirmektedir.

5- Döviz kurlarında günlük kurlar (SGP) ile belirlenen kurlara uymayabilir. Bunun nedeni, (SGP)'ye göre belirlenen kurlar uzun vadeli denge kurlarıdır.

6- (SGP)'nin geçerli olması için, kurun fiyatlar üzerindeki etkisinin tam olması gerekir. Talep esnekliğindeki farklılıklar nedeniyle değişen kur fiyatlara tam yansımaz ise, (SGP)'nin geçerliliği zayıflayacaktır.

7- (SGP)'nin sadece ticaret akımlarıyla ilgili olması ve ülkelerarası sermaye akımlarını hesaba katmaması geçersizliğe neden olabilmektedir. Hal buki, günümüzde sınır ötesi sermaye akımları, mal akımlarına göre kat kat fazladır denilebilir.

8- (SGP)'den sapmalar seçilen Döviz Kuru Sistemi'yle de ilgilidir. Merkez Bankası; Sabit, Esnek ve Karma Döviz Kuru Sistemleri'nden hangisini seçerse, seçilen sisteme göre kur farklı değerler alacaktır. Kurun farklı değerler alması (SGP)'den sapmalar oluşturabilir.

2.3. Fisher Etkisi (Fisher Effect – FE)

Bilindiği üzere, nominal faizler enflasyon oranını içermektedir. Gelecek bir yıl için belirlenen nominal faiz oranı, gelecek bir yıl için beklenen enflasyon oranı dikkate alınarak hesaplanmaktadır. Irvin Fisher (1867-1947), ülkelerin nominal faizleri ve

⁶⁰ Doğanlar, M., Özmen, M., “Satınalma Gücü Paritesi ve Reel Döviz Kurları: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme”, İMKB Dergisi, 2000, 16, Ekim-Kasım-Aralık, s.112-113.

beklenen enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi tanımlamıştır ve bu ilişki, Fisher Etkisi olarak bilinmektedir.

Fisher Etkisi, ülkelerin nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi şöyle açıklar.⁶¹ Faiz oranları nominal faiz oranları olarak kote edilirler ve beklenen enflasyon oranını içerirler. Formül,

$$(1+r) = (1+a) (1+i)$$

şeklindedir.

Formülde herhangi bir ülke için,

r: nominal faiz oranı

a: reel faiz oranı (reel getiri)

i: beklenen enflasyon oranını

ifade eder.

Yine Fisher Etkisi'ne göre, bir ülkedeki reel faiz oranıyla beklenen enflasyon oranının toplamı nominal faiz oranını yaklaşık olarak vermektedir. (FE)'nin yaklaşık formülü şöyledir:

$$r = a + i$$

Nominal Faiz Oranı = Reel Faiz Oranı + Beklenen Enflasyon

Fisher Etkisi, aynı ekonomide arbitraj olanağı sağlayabilmektedir. Ülkedeki nominal faiz oranları beklenen enflasyonun altında kaldığı durumlarda, yatırımcılar paralarını finans dünyasından çekip emtia piyasasındaki altın, gümüş, platin vb. gibi kıymetli madenlere ve fiziki varlıklara yatırır. Bu yatırımlarında, söz konusu kıymetli madeni, örneğin altın, düşük fiyattan alıp yüksek fiyattan satarak kar sağlayabilirler. Tersine eğer nominal faizler beklenen enflasyondan yüksek ise yatırımcılar finansal

⁶¹ Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

piyasalarda finansal enstrümanlara yatırım yaparak, pozitif reel getiri elde etmeye çalışırlar.⁶²

İki ülke ele alındığında, reel faiz oranları birbirine eşit değilse ve bu nominal faiz oranlarını farklılaştırıyorsa; fonlar (sermaye), yüksek reel faizli ülkeye akar ve faiz arbitrajı fırsatı doğar. Bu arbitrajın sürekli devam etmesi sonucunda, hiçbir devlet müdahalesi olmadan, sadece piyasa mekanizması ile ülkelerin reel faizleri eşitlenir. (FE) eşitliği, iki ülkenin reel faizlerinin birbirine eşit olduğu varsayımı altında, her iki ülke için yazılarak birbirine oranlandığında ve gerekli kısaltmalar yapıldığında, sonuçta aşağıdaki formüle ulaşılır.⁶³

$$\frac{1 + r_h}{1 + r_f} = \frac{(1 + a_h)(1 + i_h)}{(1 + a_f)(1 + i_f)} \quad \frac{1 + r_h}{1 + r_f} = \frac{(1 + i_h)}{(1 + i_f)}$$

r_f : Yabancı paranın nominal faiz oranı

r_h : Yerel paranın nominal faiz oranı

i_f : Yabancı paranın enflasyon oranı

i_h : Yerel paranın enflasyon oranı

a_f : Yabancı paranın reel faiz oranı

a_h : Yerel paranın reel faiz oranı⁶⁴

Fisher Etkisi'ne göre, yüksek enflasyon oranına sahip dövizin nominal faiz oranı, düşük enflasyona sahip dövizin nominal faiz oranından daha yüksek olmalıdır ($a_h = a_f$ koşulu altında). Bu ilişki (FE)'ye göre “yaklaşık” olarak şöyledir.⁶⁵

⁶² Madura, Jeff, a.g.e., s.240

⁶³ Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

⁶⁴ Formüllerde bulunan (h) harfi İngilizce “home” kelimesinin ve (f) harfi de İngilizce “foreign” kelimesinin kısaltmasıdır. Home Yerel anlamında kullanılırken, foreign yabancı anlamında kullanılmıştır.

⁶⁵ Madura, Jeff, a.g.e., s.242

$$r_h - r_f = i_h - i_f$$

2.4. Uluslararası Fisher Etkisi – (UFE) (International Fisher Effect)

Uluslararası Fisher Etkisi (UFE), iki ülkenin döviz kurları ile nominal faiz oranları arasında ilişki kurar. (UFE), Satınalma Gücü Paritesi ile Fisher Etkisi'nin beraber dikkate alınmasıyla elde edilir. (SGP), enflasyon ile döviz kurları arasında ilişki kurmaktadır. (FE) ise enflasyon ile nominal faiz oranları arasında ilişki kurmaktadır. Yani her iki kuram da enflasyonla ilişkilidir. Dolayısıyla, döviz kurlarının enflasyonla, enflasyonunda nominal faiz oranlarıyla ilişkisi varsa, döviz kurları nominal faiz oranlarıyla ilişkili olacaktır.⁶⁶ Aşağıda önce (SGP)'nin "tam formülü" verilmiştir, sonra ise (FE)'nin "tam formülü" verilmiştir.⁶⁷

(SGP)'nin tam formülü:

$$\frac{1 + i_h}{1 + i_f} = \frac{e_1}{e_0}$$

(FE)'nin tam formülü:

$$\frac{(1 + i_h)}{(1 + i_f)} = \frac{1 + r_h}{1 + r_f}$$

olarak verilmektedir. Ülkeler arasında ($a_h = a_f$) varsayımı ile, her iki formül birleştirildiğinde, aşağıdaki Uluslararası Fisher Etkisi - (UFE)'nin formülü elde edilir.

⁶⁶ Madura, Jeff, a.g.e., s.243

⁶⁷ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.166

$$\frac{1 + r_h}{1 + r_f} = \frac{e_1}{e_0}$$

Bu formülde,⁶⁸

r_f : Yabancı paranın nominal faiz oranı

r_h : Yerel paranın nominal faiz oranı

e_0 : (t=0.) zamandaki spot döviz kuru

e_1 : (t=1.) zamandaki spot döviz kurudur.

(ÜFE)'nin ‘yaklaşık formülü’ ise şu şekildedir.⁶⁹

$$r_h - r_f = \frac{e_1 - e_0}{e_0}$$
70

Bu formül, yatırım boyunca döviz kurundaki yüzdesel değişimin, yaklaşık olarak faiz farklarına eşit olacağını belirtmektedir. Örneğin bu kurama göre, Türkiye’de 3 aylık TL mevduat faizinin yıllık birleşik % 8, ABD’de ise % 1 olduğunu varsayılırsa, iki ülke paraları arasındaki \$/TL döviz kurunun yıllık değişim oranı (\$’ın değerlenmesi), faiz farklarına eşit olacaktır. Dolayısıyla, döviz kurunun yıllık değişim oranı % 8 - % 1 = % 7 olacaktır.

ÜFE’de düşük faizli dövizin, yüksek faizli döviz karşısında değer kazanması beklenir. (t) dönem için ise ÜFE’nin ‘tam formülü’ aşağıdaki şekilde olur.⁷¹

$$\frac{e_t}{e_0} = \frac{(1 + r_h)^t}{(1 + r_f)^t}$$

⁶⁸ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.167, Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

⁶⁹ Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

⁷⁰ Atakan, Tülin., a.g.e. s.1-82

⁷¹ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.167

(UFE)'nin geçerli olduğunu gösteren arařtırmalar, yüksek faizli bir ülkeye yatırım yapan yatırımcıların daha fazla kar elde edemeyeceğini, yani Korunmasız Faiz Oranı Arbitrajından kar elde edemeyeceklerini savunurlar. Buna neden olarak da, döviz kurlarında meydana gelecek artışların bu kara mani olacağını ve sonuçta aynı getiriyi elde edeceklerini öne sürerler.

Örneğin, eğer yabancı yatırımcılar, Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkeden yüksek faiz elde etmek için Türkiye'de TL cinsinden yatırım yaparlarsa, mevcut yüksek enflasyondan nedeniyle kurdan kaybedeceklerinden ötürü, dönem sonunda elde edecekleri reel getiri kendi ülkelerinde yapacakları yatırımın reel getirisiyle hemen hemen aynı olacaktır.⁷²

(UFE) kuramı, bütün döviz kurları için kullanılabilir. (UFE)'ye göre bir yabancı paraya yatırımın sonucundaki efektif getiri, Yerel paraya yatırım yapılırsa faiz getirisine eşit olacaktır. Yabancı paranın faiz oranı yerel paranın faiz oranından düşük olduğu takdirde yabancı para yerel paraya göre değer kazanacaktır. Tam tersi durumda ise yabancı paranın faiz oranı yerel paranın faiz oranından yüksek olduğu takdirde yabancı para yerel paraya göre değer kaybedecektir.

Sözkonusu iki ülke birbirleri ile ne kadar çok ticaret yaparlarsa, (UFE) o kadar fazla uygulanabilir olmaktadır. Eğer ticaret az ise ülkeler arası enflasyon farkının faiz farkına eşit olması çok fazla beklenmez ve döviz kurlarındaki değişim faiz farkına eşit olmayabilir.⁷³

Yatırımcı yurt içi ve yurt dışı getirilerin eşit olduğu noktada yurt içi getirinin yüzdesi kesin olduğundan yurt içi getiriyi tercih edecektir. Oysa gelecekte kurun ne kadar değer kaybedeceği veya kazanacağı bilinmediğinden, yurt dışından sağlanacak

⁷² ÜNSAL, E., "Uluslararası İktisat Kuram Politika ve Açık Ekonomi Makro İktisadı", İmaj Yayınevi, 1. Baskı, 2005,

⁷³ Jaebeom, K., "Real exchange rates and real interest differentials for sectoral data: A dynamic SUR approach", Economic Letters, 2007, 97, 247-252

getirinin ne kadar olacağı önceden net değildir. Tüm şartların eşit olduğu böyle bir durumda yatırımcı, bilineni bilinmeyene tercih edecektir.⁷⁴

2.5. Faiz Oranı Paritesi - FOP (Interest Rate Parity – IRP)

Faiz Oranı Paritesi (FOP), iki ülkenin nominal faiz oranları ile vadeli döviz kurları (forwards) arasında ilişki kurar. (FOP)'a göre düşük faizli döviz, yüksek faizli döviz karşılığında vadeli piyasada primli, yani pahalı olmalıdır. (FOP) geçerli ise, faiz farkı yaklaşık olarak kur farkına (döviz kuru farkı, swap oranı⁷⁵) eşit olmalıdır. Bu eşitlik durumu sağlandığında, vadeli kurun, “faiz paritesinde olduğu” ve piyasaların dengede olduğu söylenir. Vadeli döviz piyasaları ile para piyasalarının dengede olduğu bu durumlarda, iki ülke arasında “Korunmalı Faiz Arbitrajı”⁷⁶ yapma imkanı yoktur.⁷⁷

Yukarıda değinilen tüm bu hususlar, (FOP)'un şu şekilde tanımlanmasıyla edilmesiyle belirtilmektedir:⁷⁸

$$\frac{1 + r_h}{1 + r_f} = \frac{f_1}{e_0}$$

Bu formülde,

f_1 : Bugünden bir dönem sonrası için, bugün ($t=0$ 'da) belirlenen vadeli kur.

r_f : Yabancı paranın nominal faiz oranı

r_h : Yerel paranın nominal faiz oranıdır.

e_0 : 0. dönemdeki spot döviz kurudur.

⁷⁴ Madura, Jeff, a.g.e., s.251

⁷⁵ **Swap Oranı:** İki ülke arasındaki nominal faiz farklarının kura dönüştürülmüş değeridir. Kaynak: Atakan, Tülin., a.g.e., s. 1-82

⁷⁶ **Faiz Arbitrajı:** Fonların, iki finansal piyasa arasında kısa süreli faiz oranı farkından yararlanmak için kısa süreli yabancı para cinsinden menkul kıymet alım satımında kullanılmasıdır.

⁷⁷ Atakan, Tülin. a.g.e., s. 1-82

⁷⁸ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.173

(FOP)'un yaklaşık formülü ise şu şekilde ifade edilmektedir.⁷⁹

$$r_h - r_f = \frac{f_1 - e_0}{e_0}$$

(FOP)'un ‘yaklaşık formülü’ de, ‘tam formülü’ gibi şu hususları ortaya koymaktadır: Düşük faizli döviz vadeli piyasada primli işlem görür. Yaklaşık olarak faiz farkı kur farkına eşittir. Para piyasasında dövizdeki yüksek faiz oranı, döviz piyasasında vadeli kurlarda iskontoyla, para piyasasında dövizdeki düşük f_a , döviz piyasasında vadeli kurlarda prim ile dengelenmektedir. İki ülkenin para piyasalarındaki faiz oranı farkları, yaklaşık olarak vadeli piyasada iskonto/prime eşitse, ülkeler arasında korunmalı faiz arbitrajı (covered interest arbitrage) olanağı yoktur.⁸⁰

(FOP) ya da Vadeli Kurlar'ın belirlenmesinde hesaplanan Swap Oranını kullanarak vadeli alıŖ/satıŖ kurları belirlenmektedir. Belirlenen Swap Oranı spot döviz kuruna eklenecek ya da çıkartılarak, vade bitimindeki kur belirlenebilir. Diđer bir deyiŖle:

Vadeli Kur = Spot Kur \pm Swap Oranı'dır.

Swap Oranı'nın formülü ise Ŗu Ŗekildedir:⁸¹

$$Swap\ Oranı = \frac{Spot\ Kur \times Faiz\ Farkı \times Vade}{360 \times 100 + \left[\frac{Baz\ Döviz}{Faizi} \times Vade \right]}$$
82

(SGP), (FE), (UFE) ve (FOP)'un formülleri bir araya getirildiğinde ($a_h = a_f$ koŖulu altında) aŖađıdaki iliŖkiler yazılabilir:⁸³

⁷⁹ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.174

⁸⁰ Atakan, Tülin. a.g.e., s. 1 - 82

⁸¹ Atakan, Tülin. a.g.e., s. 1 - 82

⁸² **Baz Döviz Faizi:** İŖlem yapılan döviz çiftine ait ilk para biriminin faizine denir. Örneđin, \$/TL paritesinde ilk döviz, ‘‘Baz Döviz’’ olarak tanımlanmaktadır. Dolayısıyla, ABD Doları'nın faizi baz döviz faizidir. €/Ŗ kurunda ise, baz döviz faizi €'nun faiz oranıdır.

$$\boxed{\frac{1 + i_h}{1 + i_f} = \frac{e_1}{e_0} = \frac{1 + r_h}{1 + r_f} = \frac{f_1}{e_0}}$$

Bu formülde,

r_f : Yabancı paranın nominal faiz oranı

r_h : Yerel paranın nominal faiz oranı

i_f : Yabancı paranın enflasyon oranı

i_h : Yerel paranın enflasyon oranı

a_f : Yabancı paranın reel faiz oranı

a_h : Yerel paranın reel faiz oranı

f_1 : Bugünden bir dönem sonrası için bugün ($t = 0$ 'da) belirlenen vadeli kur.

e_0 : ($t=0.$) zamanında spot döviz kuru

e_1 : Bir dönem sonundaki spot döviz kuru

e_t : ($t=1.$) zamanında spot döviz kurunu ifade etmektedir.

2.5.1. Korunmalı Faiz Arbitrajı (Covered Interest Arbitrage)

Bilindiği üzere, iki ülkenin nominal faizleri genellikle farklı olmaktadır. “Faiz arbitrajı”, iki ülkenin faizleri arasındaki farktan bir kar elde etmek olarak belirtilebilir. “Faiz arbitrajı”, “Korunmalı faiz arbitrajı” ve “Korunmasız faiz arbitrajı” olmak üzere ikiye ayrılmaktadır.⁸⁴

Korunmalı Faiz Arbitrajı'na göre, ülkelerarası hareket halindeki fonları yönetenler veya fon sahipleri, ülkeler arasındaki faiz farklarını, faiz arbitrajı ile avantaja çevirmek ve daha fazla getiri elde etmek isteyebilirler. Ancak döviz kurlarındaki değişimler gelecekte risk oluşturabildiklerinden, fonlar bu risklerden korunmak,

⁸³ Atakan, Tülin. a.g.e., s. 1-82

⁸⁴ Madura, Jeff, Kısaltılmış 10. Baskıdan Çeviri Editörü: Hatice Doğukanlı, International Financial Management, Uluslararası Finansal Yönetim-1, Nobel Yayınları, s. 209

gelecekte piyasadan çıkmak istediklerinde kurdan kaynaklı zarar etmemek için yatırım yapmaya başladıklarında vadeli döviz kontratları yaparak kur riskini gidermeye çalışırlar ve böylece ‘‘korunmalı faiz arbitrajını’’ gerçekleştirmiş olurlar.

2.5.2. Korunmasız Faiz Arbitrajı (Uncovered Interest Arbitrage)

Korunmasız Faiz Arbitrajı’nda, yatırımcının beklediği gelecekteki spot döviz kuru önemli duruma gelmektedir.⁸⁵ Yatırımcı, Korunmasız Faiz Arbitrajı’nda pozisyonunu ‘‘hedge’’⁸⁶ etmez. Gelecekteki spot döviz kurunun, beklenen döviz kurundan daha fazla getiri sağlayacağını düşünür ve kendini korumaz.⁸⁷

Yüksek faiz oranları olan ülkelere sermaye akımlarının olduğu bir gerçektir. Yüksek faiz oranları aynı zamanda kurun değer kaybetmesiyle sonuçlanabilir. Bu durumda ülkeye gelen yabancı sermaye hem faizden hem de kur farkından kazanarak sistemden çıkabilir. 2003 ile 2006 yılları arasında Japon Yen’i ABD Doları karşısında durağandı. Yen faiz oranı %1 civarında seyrederken, \$ faiz oranı ise % 6 civarında seyretmiştir. Bu durum, Yen fonlarının, ABD Doları’na kaymasına neden olmuştur. Ayrıca, Carry Trade’den⁸⁸ korunmasız olarak getiri elde etmelerini sağlamıştır. Diğer deyişle yatırımcılar %1’lerde gezen Japon Yen’iyle borçlanıp başka döviz enstrümanlarına yatırım yapmışlardır.⁸⁹

Türkiye’de 2000 - 2001 krizi sonrası, uzun dönemler spot \$/TL kuru, olması gereken seviyelerden daha düşük seviyelerde işlem görmüştür. (Yani, TL olması gerekenden daha değerli kalmıştır.) Böyle dönemlerde, yatırımlarını yüksek faizli, TL cinsinden

⁸⁵ Madura, Jeff, Kısaltılmış 10. Baskıdan Çeviri Editörü: Hatice Doğukanlı, International Financial Management, Uluslararası Finansal Yönetim-1, Nobel Yayınları, s. 209

⁸⁶ **Hedge Etmek:** İleriki tarihlerde oluşabilecek muhtemel değer kayıplarına karşı kendimizi koruma işlemine denir. Her türlü vadeli dış ticaret(genel olarak döviz) işlemlerinde, şirketler genellikle bankaları ile forward ya da futures antlaşmaları yaparak kendilerini hedge etmektedirler ve kur riski taşımamaktadırlar.

⁸⁷ Karatepe, Yalçın., ‘‘Türev Piyasaları, futures, opsiyon, swap’’, A.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Yayını, 587, 2000

⁸⁸ **Carry Trade:** Düşük faiz getiren bir para biriminden borçlanıp, yüksek faiz getiren bir para birimine yatırımdır. Örneğin, Japon bankasından 1.000.000 Japon Yeni borç alınıp, bu parayı Amerikan Doları’na çevirip, Amerikan hazine bonosuna yatırıldığı düşünülürse, Amerikan bonosu %4.5, Japon bonosu %0 faiz ödediği farzedilirse, (\$/Yen kurunun sabit kaldığı varsayılırsa) elde edilen yaklaşık kar, %4.5’tir. Eğer yatırılan her birim para için, 100 birim borç alınabilirse bu durumda kar %450 olacak.

⁸⁹ Karatepe, Yalçın., a.g.e., 588

enstrümanlara yapan yabancı yatırımcı, kur riskini alıp bir yıl sonra gerçekleşecek düşük spot \$/TL kurundan TL'leri satacak ve kendi parası olan \$'ı geri alacaktır.⁹⁰

2.5.3. Gelecekteki Spot Kur ile Vadeli Kur Arasındaki İlişki

Hükümet müdahalelerinin olmadığı dalgalı kur sistemlerinde, gelecek hakkındaki beklentiler, spot kurların ve vadeli kurların tahmin edilmesine ciddi etki etmektedir.⁹¹

Vadeli kurların, gelecekteki spot kurların tarafsız tahmin edicileri olduğu söylenebilir. Ancak vadeli kurun “tarafli bir tahmin edici” olduğunu düşünenler de vardır. Taraflilik durumu, risk priminden meydana geliyor olabilir. Ancak prim işaretleri değişmektedir. Prim, bazen pozitif, bazen negatif olabilir ama ortalama sifira yakındır.

Vadeli iskontolu döviz alıp, vadeli primli döviz satan biri kar elde edebilir. Diğer taraftan, vadeli piyasalardaki oynaklıklardan ötürü risk alarak para kazanmak zordur. Bunun bir sebebi de, ‘peso probleminin’ varlığıdır. ‘Peso problemi’, yatırımcıların gerçekte olmayacak olayları bekleme ihtimallerine denir. Dolayısıyla o döneme ait verilere dayanılarak yapılan istatistikî çalışmaları geçersiz kılar. Bu terim, Meksika'nın 1955 ile 1975 arasındaki tecrübesinden türemiştir. İlgili 20 yılda peso, 0,125 kuruna sabitlenmiştir. Fakat, yatırımcılar geniş çaplı peso devalüasyonu beklediklerinden peso devamlı olarak, vadeli iskontolu satılmıştır. 20 yıldan sonra devalüasyon, 1976 yılında gerçekleşti. Böylece vadeli kurun içinde gömülü tahmini geçerli kıldı. Ancak 1955 ile 1975 yılları arasında analizlerini vadeli kurlar ve gelecek spot kurların arasında sınırlayanlar birçok defa zarar etmişlerdir. Bu dönemdeki yatırımcılar, vadeli kurun, gelecekteki spot kurun tarafli bir tahmin edicisi olduğunu varsaydılar bundan ötürü yanlış bir sonuca ulaşmışlardır.⁹²

Frankel'in görüşü aşırı risk uyarlamalı getirilerin saniyeler değilse de dakikalarla ölçülen etkin bir piyasanın varlığıyla tutarlıdır.

⁹⁰ Atakan, Tülin., a.g.e., s. 1-82

⁹¹ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.177

⁹² Shapiro, Alan C., a.g.e. s.178

Finans literatürü, temel analizin rastgele modelleri geçemediğini, teknik analizin ise kısa dönemli döviz kuru hareketlerini tahmin etmek için kullanışlı olduğunu söylemektedir.⁹³

⁹³ Bu literatürün çoğu Osler, Carrol L. tarafından özetlenmiştir. "Currency Orders And Exchange Rate Dynamics: An Explanation For The Predictive Success Of Technical Analysis", Journal Of Finance, Ekim 2003, s.1791-1818

3. KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ (FRAGILE FIVE COUNTRIES)

3.1. Kırılğan Beşli Ülkelerinin Tanımlanması

2001 yılında Amerika'nın önde gelen yatırım bankalarından olan Goldman Sachs'in⁹⁴ Başkanı Jim O'Neill, bir makalesinde ilk defa kısaca (BRIC)⁹⁵ diye tanımladığı, gelişmekte olan 4 ülkeyi ele alan bir makale yayınlamıştır. Makalede Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'i, yüksek ekonomik büyüme beklentilerinden ötürü, gelişmekte olan piyasalar olarak gruplamıştır.

2013 Ağustos ayında ise yine Amerika'nın önde gelen yatırım bankalarından biri olan Morgan Stanley'in analistleri⁹⁶ yazdıkları ekonomi raporunda, Brezilya Reali'ni, Endonezya Rupiahı'nı, Hint Rupisi'ni, Güney Afrika Randı'nı ve Türk Lirası'nı kısaca (BIIST)⁹⁷ diye adlandırarak "Kırılğan Beşli" ülkeleri olarak tanımlamışlardır. Ayrıca bu beş para biriminin, ABD Doları karşısında sürekli değer kaybettiklerini ve gelişmekte olan piyasalarda sıkıntılar yaşayan para birimleri olduklarını belirtmişlerdir. Aynı zamanda (BRIC) grubunda yer alan Brezilya ve Hindistan, bu grupta da yer almaktadır.

3.2. Kırılğan Beşli Ülkelerinin Birbirlerine Benzerlikleri

Kırılğan Beşli Ülkelerindeki benzer sıkıntılar mevcuttur. Yüksek enflasyon, Gayri Safi Milli Hasıla'daki (GSMH) büyümenin yetersizliği, büyük cari açıklar ve hem reel yatırımlar, hem de kısa süreli portföy yatırımları olarak dış sermaye girişlerine yüksek bağımlılık, Kırılğan Beşli Ülkeleri'ndeki ortak sorunlar olmaktadır.⁹⁸ Bunun yanısıra bu araştırma için kullanılan verilerin ait olduğu zamanlarda Kırılğan Beşli

⁹⁴ O'Neill, Jim. "Building Better Global Economic BRICs", Global Economics Paper No: 66. Goldman Sachs., 30 Kasım 2001

⁹⁵ BRIC kısaltması; Brezilya, Rusya, Hindistan ve Çin'in İngilizce yazılışlarının baş harflerinden oluşur. Brazil, Russia, India, China

⁹⁶ Morgan Stanley Research Outlook, Global Currency Research Team, 01 Ağustos 2013, s.1-38

⁹⁷ BIIST kısaltması; Brezilya, Hindistan, Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye'nin İngilizce yazılışlarının baş harflerinden oluşur. Brazil, India, Indonesia, South Africa, Turkey

⁹⁸ Morgan Stanley Research Outlook, a.g.e.,s.1-38

ülkelerinde Endonezya⁹⁹ (Sürünen Pariteler Yöntemine benzer bir yöntem uygulanmıştır) hariç diğer ülkelerde Dalgalı Kur Sistemi vardır.

Tablo 5: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Büyüme Oranları

BÜYÜME	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014*	Ort.
Brezilya	2,7	1,1	5,7	3,2	4,0	6,1	5,2	-0,3	7,5	2,7	0,9	2,5	2,5	3,4
Hindistan	3,8	8,4	7,9	9,3	9,3	9,8	3,9	8,5	10,5	6,3	3,2	3,8	5,1	6,9
Endonezya	4,5	4,8	5,0	5,7	5,5	6,3	6,0	4,6	6,2	6,5	6,2	5,3	5,5	5,6
Güney Afrika	3,7	2,9	4,6	5,3	5,6	5,5	3,6	-1,5	3,1	3,5	2,5	2,0	2,9	3,4
Türkiye	6,2	5,3	9,4	8,4	6,9	4,7	0,7	-4,8	9,2	8,8	2,2	3,8	3,5	4,9

Kaynak: IMF World Economic Outlook Veritabanı Ekim 2013 Erişim Tarihi: 22 Ağustos 2014, *Tahminidir.

Tablo 5'te görüldüğü üzere, bu beş ülke GSMH olarak, fazla büyüyememe sıkıntısı yaşamaktadırlar. Türkiye Tablo'da ortalama değerlerde, arada bir büyüme göstermiştir.

Tablo 6: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Enflasyon Oranları

ENFLASYON	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014*	Ort.
Brezilya	12,5	9,3	7,6	5,7	3,1	4,5	5,9	4,3	5,9	6,5	5,8	5,9	5,8	6,4
Hindistan	4,1	3,5	4,2	4,9	6,7	7,9	8,0	14,9	8,8	8,6	11,4	9,0	8,8	7,8
Endonezya	9,9	5,2	6,4	17,1	6,6	6,0	11,1	2,8	7,0	3,8	4,3	9,5	6,0	7,4
Güney Afrika	12,4	0,3	3,5	3,6	5,8	9,0	10,1	6,3	3,5	6,1	5,6	5,7	5,4	5,9
Türkiye	29,7	18,4	9,4	7,7	9,7	8,4	10,1	6,5	6,4	10,4	6,2	8,0	6,0	10,5

Kaynak: IMF World Economic Outlook Veritabanı Ekim 2013 Erişim Tarihi: 22 Ağustos 2014, *Tahminidir.

Tablo 6'ya bakıldığında, bu ülkelerdeki enflasyon oranları (Tüketici Fiyat Endeksi - TÜFE) oldukça yüksektir. Özellikle Türkiye, enflasyonun yüksekliği hususunda ilk sıradadır.

⁹⁹ Endonezya'da, Sürünen Pariteler Yöntemine benzer bir yöntem uygulanmıştır.Kurdaki esneklik ABD Doları'yla sınırlı kalmıştır. Kaynak: IMF, Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Washington D.C., 2013.

Tablo 7: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında İşsizlik Oranları

İŞSİZLİK	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014*	Ort.
Brezilya	11,7	12,3	11,5	9,8	10,0	9,3	7,9	8,1	6,7	6,0	5,5	5,8	6,0	8,5
Hindistan	8,8	9,5	9,2	8,9	7,8	7,2	6,8	10,7	10,8	9,8	9,9	9,8	9,9	9,2
Endonezya	9,1	9,5	9,9	11,2	10,3	9,1	8,4	7,9	7,1	6,6	6,1	5,9	5,8	8,2
Güney Afrika	28,2	28,0	25,5	25,0	23,9	23,3	22,9	24,0	24,9	24,9	25,1	26,0	26,2	25,2
Türkiye	10,3	10,5	10,3	10,6	10,2	10,2	10,9	14,0	11,9	9,8	9,2	9,4	9,5	10,5

Kaynak: IMF World Economic Outlook Veritabanı Ekim 2013 Erişim Tarihi: 22 Ağustos 2014, *Tahminidir.

Tablo 7, “Kırılgan Beşli” ülkelerindeki işsizlik oranlarını vermektedir. Tablo 7’ye bakıldığında, işsizlik oranlarında Güney Afrika en kötü durumdadır. Yıllar itibariyle Güney Afrika’da yüksek işsizlik oranı kronikleşmiştir. Diğer dört ülke benzerdir.

Tablo 8: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Bütçe Dengesi Oranları

BÜTÇE D.	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014*	Ort.
Brezilya	3,2	3,3	3,9	3,9	3,3	3,5	4,1	2,2	2,5	3,2	2,2	1,9	2,0	3,0
Hindistan	-5,0	-5,5	-3,4	-2,2	-1,3	0,4	-5,3	-5,2	-4,2	-4,2	-3,6	-3,8	-3,6	-3,6
Endonezya	-0,9	-1,4	-0,6	0,6	0,2	-1,0	0,0	-1,8	-1,2	-0,6	-1,7	-2,2	-1,8	-1,0
Güney Afrika	2,9	1,8	2,2	3,2	4,1	4,0	2,2	-3,2	-2,7	-1,5	-2,1	-2,1	-1,8	0,5
Türkiye	-14,5	-10,5	4,7	4,6	4,4	2,9	1,7	-1,5	0,7	2,0	1,2	0,7	0,4	-0,3

Kaynak: IMF World Economic Outlook Veritabanı Ekim 2013 Erişim Tarihi: 22 Ağustos 2014, *Tahminidir.

Tablo 8’de, 2002-2014 yılları arasında ülkelerin bütçe dengeleri verilmiştir. Ülkelerin bütçe dengesi oranları, öngörülen bütçelerin yüzdesel olarak ne kadar fazla ya da açık verdiğini göstermektedir. Tablo 8’e göre, Türkiye ve Brezilya son yıllarda bütçe fazlası vermektedir. Ancak genel ortalamaya bakılacak olursa bütçe dengesi sağlanmıştır denilebilmektedir.

Tablo 9: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 2002-2014 Yılları Arasında Cari Denge Oranları

CARİ D.	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014*	Ort.
Brezilya	-1,5	0,8	1,8	1,6	1,3	0,1	-1,7	-1,5	-2,2	-2,1	-2,4	-3,4	-3,2	-1,0
Hindistan	1,2	2,3	-0,3	-1,2	-1,0	-1,3	-2,3	-2,8	-2,7	-4,2	-4,8	-4,4	-3,8	-1,9
Endonezya	4,0	3,5	2,0	0,6	2,6	1,6	0,0	2,0	0,7	0,2	-2,7	-3,4	-3,1	0,6
Güney Afrika	0,8	-1,0	-3,0	-3,5	-5,3	-7,0	-7,2	-4,0	-2,8	-3,4	-6,3	-6,1	-6,1	-4,2
Türkiye	-0,3	-2,5	-3,6	-4,4	-6,0	-5,8	-5,5	-2,0	-6,2	-9,7	-6,1	-7,4	-7,2	-5,1

Kaynak: IMF World Economic Outlook Veritabanı Ekim 2013 Erişim Tarihi: 22 Ağustos 2014, *Tahminidir.

Tablo 9’da, Kırılgan Beşli ülkelerinin cari açıklarının GSMH’ye oranları verilmiştir. Özellikle son yıllarda cari açık sürekli hale gelmiştir. Türkiye ve Güney Afrika en fazla cari açığı vermişlerdir. Türkiye, ortalama en fazla açık veren ülkedir. Aşağıda cari açık hesaplama yöntemi verilmiştir.

$$\text{Cari Açık} = \text{İhracat} - \text{İthalat} + \text{Turizm Gelirleri} - \text{Turizm Giderleri} + \text{Hizmet Gelirleri} - \text{Hizmet Giderleri} + \text{Yabancı Reel Yatırımlar} + \text{Yabancı Portföy Yatırımları} - \text{Dış Borç Faiz Ödemeleri}^{100}$$

“Kırılgan Beşli” (KB) ülkelerini en çok olumsuz yönde etkileyen iki faktör bulunmaktadır. Birincisi, Dünya’nın ikinci büyük ekonomisi olan Çin’in büyümesinin yavaşlaması, Ülke Borcu/GSYH oranının %200’leri aşmış olmasıdır. Çin’in yaptığı yatırımlardaki azalma uluslararası finansal krize yol açabileceğinden, cari açığı yüksek olan (KB)’yi finansal açıdan en çok etkileyebilir. İkinci faktör ise portföy akışlarıdır. Burada ise Federal Rezerv Bank (FED) ön plana çıkmaktadır. FED’in tahvil alımlarını sona erdirmesi ve \$ faizlerini arttırma sinyalleri vermesi, fon akışlarının \$’a kaymasına neden olabileceğinden, (KB)’ye olan fon akışlarını azaltabilmekte, dolayısıyla yüksek fon gereksinimi olan (KB)’yi ekonomik olarak zorlamaktadır.¹⁰¹

¹⁰⁰ (Çevrimiçi) <http://www.mahfiegilmez.com/2012/02/cari-ack-dersi.html> Erişim tarihi: 27 Nisan 2015

¹⁰¹(Çevrimiçi) <http://turkonfed.org/Files/ContentFile/turkonfed-aylik-ekonomik-gorunum-raporu-subat-2014.pdf> Erişim tarihi: 27 Nisan 2015

3.3. Kırılgan Beşli Ülkelerinin Geçmiş ve Bugünkü Durumları

3.3.1. Brezilya

Güney Amerika'nın en büyük, Dünya'nın ise 2014 yılı sonu itibariyle “\$2.353.025”lık Gayri Safi Milli Hasılası (GSMH) ile 192 ülke arasında 7. büyük ekonomisidir.¹⁰²

1997 Asya ve 1998 Rusya krizleri, Brezilya'yı Dolar'a karşı aşırı değerlenmiş kuruyla ve aşırı cari açıklar verirken yakalamıştır ve Ocak 1999'da yabancı fonların çekilmesiyle ülke ekonomik krize girmiştir. 2008'de Dünya genelinde yaşanan ekonomik kriz Brezilya'yı da çok etkilemiş ve 2009 yılında ekonomisini %1,5 küçültmüştür. Buna rağmen Brezilya'nın 2004-10 yılları arasındaki büyüme ortalaması %4,5 olarak gerçekleşmiştir.

2011-12 yıllarındaki ekonomik büyümedeki yavaşlamanın ardından Brezilya parlaklığını yitirmiştir ve Brezilya'nın orta vadeli büyümesi %3 - 3,5 civarında tahmin edilmektedir.¹⁰³

Kredi Temerrüt Swapları¹⁰⁴ (Credit Default Swaps - CDS), bir ülkenin veya kurumun borcunu geri ödeyememe riski olarak tanımlanmaktadır. Bugünün CDS primi, gelecekteki 5 yıl için belirlenen ödenmeme riski için belirlenir ve ülkelerin ekonomik durumlarını yorumlamak için kullanılır. Belirlenen CDS primine göre alacaklı taraf üçüncü bir şahısa ya da kuruma sigorta primi ödeyerek gelecekte borçlunun temerrüde düşmesi halinde kendini sigortalatmış olur. CDS primleri ülkelerin ekonomik durumuna göre artar ya da azalır.

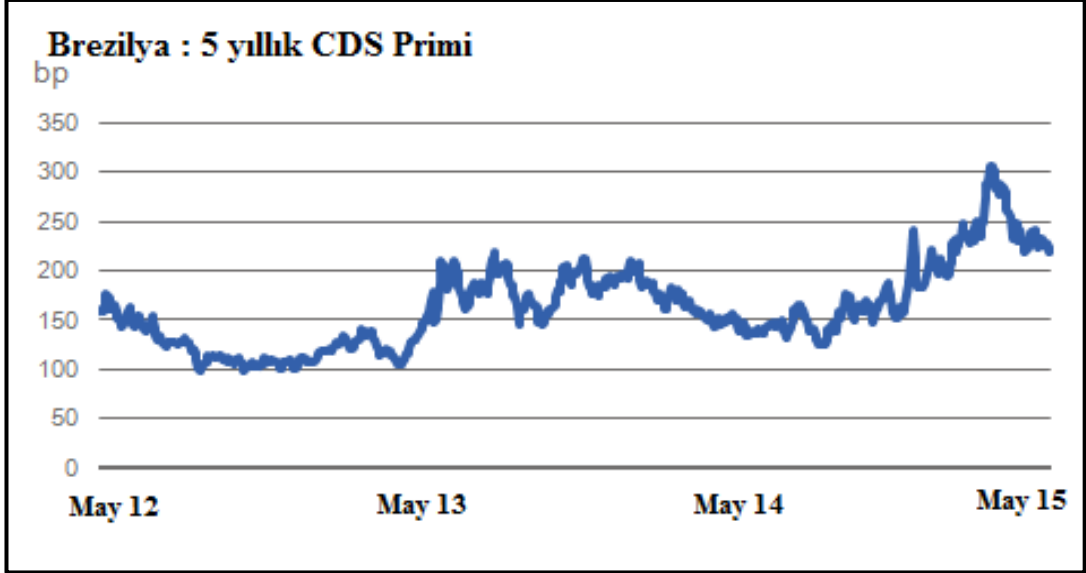
Grafik 12'de Brezilyanın 2012 ile 2015 yılları arasındaki CDS primleri yer almaktadır. Y eksenini sigorta primini baz puan olarak vermektedir.

¹⁰² (Çevrimiçi) <http://databank.worldbank.org/data/download/GDP.pdf> Erişim tarihi: 05 Mayıs 2015

¹⁰³ EIU-Economist Intelligence Unit, Brazil, Country Report, Mayıs, 2013.

¹⁰⁴ CDS: İngilizce olarak Credit Default Swap'ın kısaltmasıdır. Kredi Temerrüt Sigortası olarak da bilinmektedir. Diğer bir ifadeyle alacaklının alacaklarını, herhangi bir şekilde tahsil edememesi ihtimaline karşı sigortalatmasıdır. CDS'in satıcısı bir ödenmeme riski devralırken, CDS'in alıcısı bu riski sigortalatan ve karşılığında prim ödeyen taraftır. CDS kontratları genellikle 10-20 milyon ABD Doları büyüklüğünde olmakla beraber 5 yıl vadelidir. Kaynak: <http://piyasarehberi.org/piyasa/65-cds-nedir-turkiye-nin-cds-i-kac> (Çevrimiçi), 28 Mart 2015.

Grafik 12: Brezilya'nın 5 yıllık CDS Primi

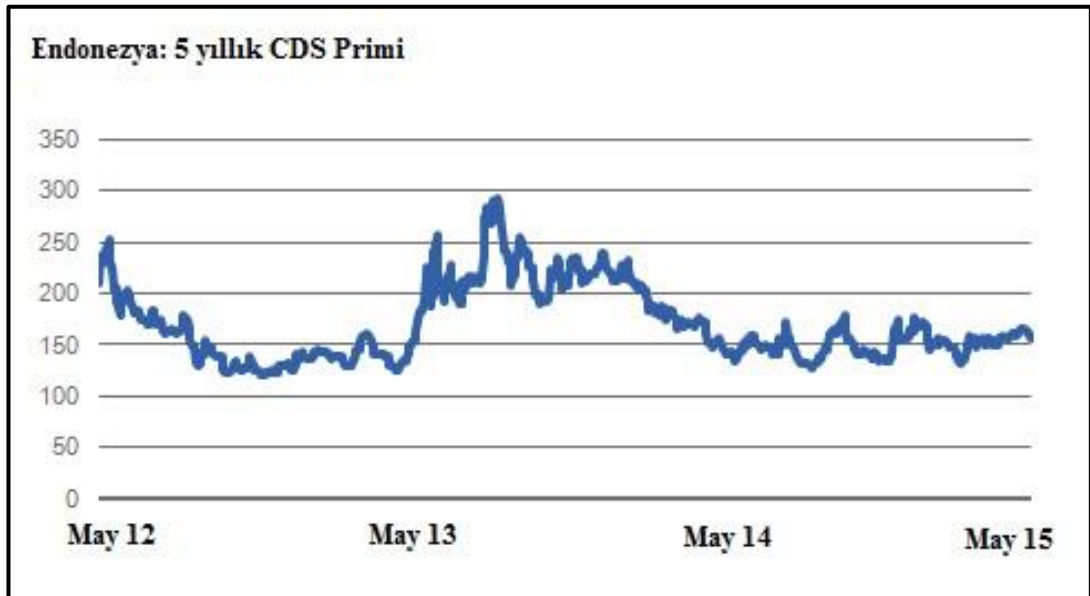


Kaynak: <https://www.dbresearch.com/servlet/> Erişim tarihi: 25 Mayıs 2015

3.3.2. Endonezya

Güneydoğu Asya'nın en büyük, Dünya'nın ise 2014 yılı sonu itibariyle \$ 888.648 GSMH ile 16. büyük ekonomisidir. Grafik 13'te, Mayıs 2012 ile Mayıs 2015 arasında Endonezya'nın 5 yıllık CDS Primi ortalama 180 baz puandır.

Grafik 13: Endonezya'nın 5 yıllık CDS Primi



Kaynak: <https://www.dbresearch.com/servlet/> Erişim tarihi: 25 Mayıs 2015

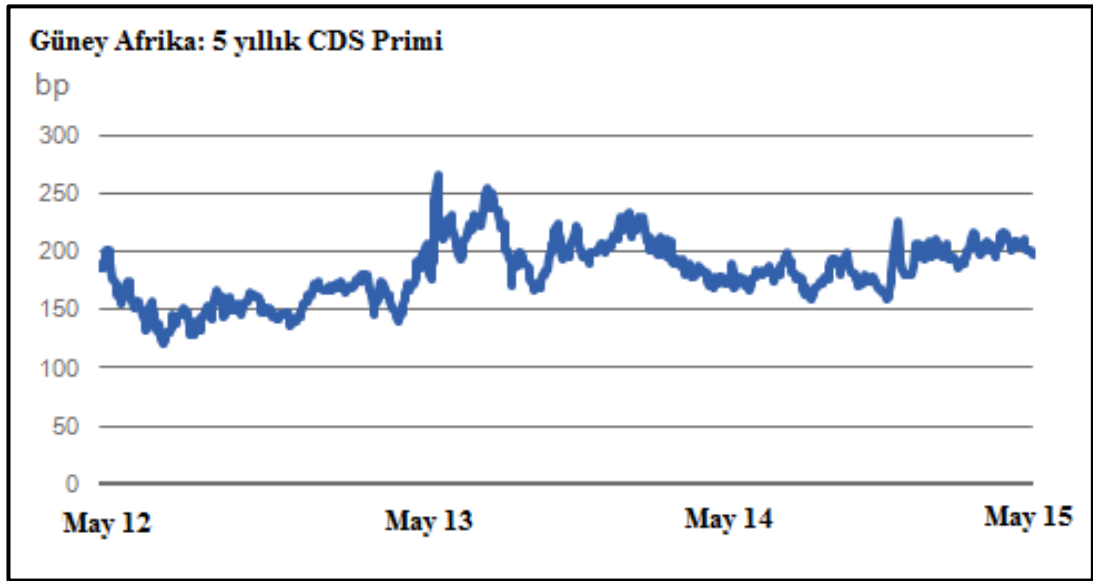
3.3.3. Hindistan

Güney Asya'nın en büyük, Dünya'nın ise 2014 yılı sonu itibariyle \$2.049.501 GSMH ile 9. büyük ekonomisidir. Hindistan için CDS primleri; Reuters, Bloombergt, Cnbc, Citibank, Deutchbank, Wikipedia kaynaklarından bakıldığı halde bulunamamıştır.

3.3.4. Güney Afrika

Afrika'nın en istikrarlı ülkesidir. Dünya'nın, 2014 yılı sonu itibariyle \$350.082 GSMH ile 33. büyük ekonomisidir. Grafik 14'te, Mayıs 2012 ile Mayıs 2015 arasında Güney Afrika'nın 5 yıllık CDS Primi ortalama 170 baz puandır.¹⁰⁵

Grafik 14: Güney Afrika'nın 5 yıllık CDS Primi



Kaynak: <https://www.dbresearch.com/servlet/> Erişim tarihi: 25 Mayıs 2015

3.3.5. Türkiye

Avrupa ve Asya arasında coğrafi olarak köprü vazifesi gören Türkiye, 2000-2001 Krizleri sonrasında ekonomik açıdan hızlı kalkınma hamleleri yapmaktadır. 2014 yılı sonu itibariyle Dünya'nın \$ 806,108 GSMH ile 18. büyük ekonomisidir.¹⁰⁶

¹⁰⁵ (Çevrimiçi) http://tr.wikipedia.org/wiki/G%C3%BCney_Afrika_Cumhuriyeti

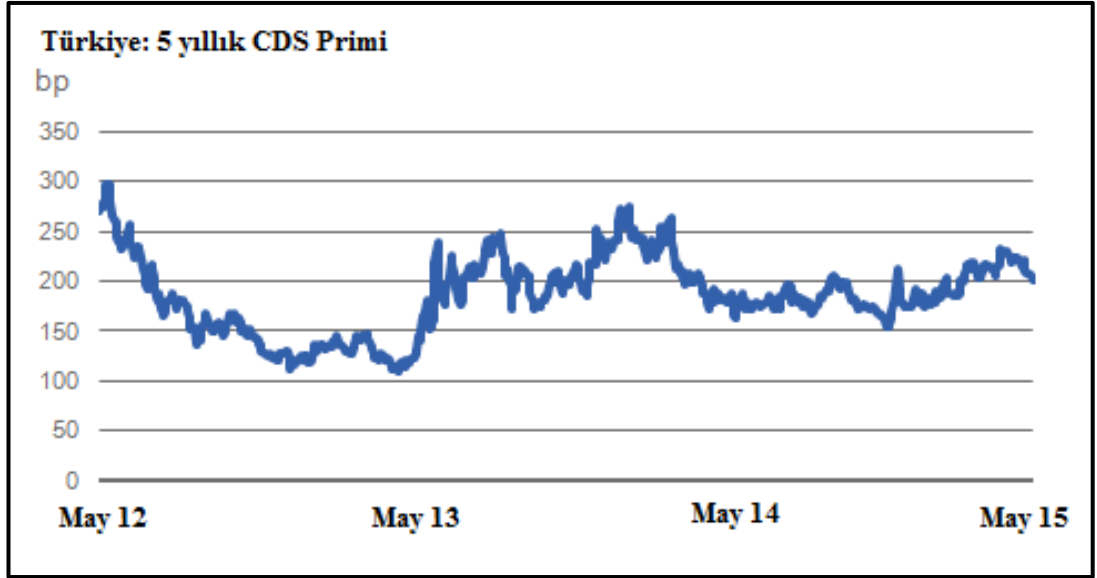
¹⁰⁶ (Çevrimiçi) <http://databank.worldbank.org/data/download/GDP.pdf> Erişim tarihi: 5 Mayıs 2015

Son 20 yılda Türkiye iki büyük ekonomik kriz yaşamıştır. Bunlar, 1994 ve 2000-2001 ekonomik krizleridir. Her iki ekonomik krizde, TL, \$'a karşı devalüe olmuştur.

2001 yılına kadar döviz fiyatları MB kontrollü Sabit Kur Sistemi'yle belirlenirken, 2001 yılından itibaren döviz fiyatları Güdümlü Serbest Dalgalanma'yla belirlenmiştir. IMF'ye göre¹⁰⁷, 2013 yılı itibariyle, Türkiye'de "Enflasyon Hedefli Güdümlü Serbest Dalgalanma" mevcuttur. Bu sistemde, kurlar serbest dalgalanmaya bırakılırken, enflasyon hedeflemesinden ötürü zaman zaman Merkez Bankaları tarafından çeşitli araçlar kullanılarak müdahaleye uğramaktadır.

Grafik 15'te, Mayıs 2012 ile Mayıs 2015 arasında Türkiye'nin 5 yıllık CDS Primi ortalama 200 baz puandır

Grafik 15: Türkiye'nin 5 yıllık CDS Primi



Kaynak: <https://www.dbresearch.com/servlet/> Erişim tarihi: 25 Mayıs 2015

Grafik 15'te, Mayıs 2012 ile Mayıs 2015 arasında Türkiye'nin 5 yıllık CDS Primi ortalama 200 baz puandır. 2012 yılının ikinci yarısından, 2013 yılının ikinci yarısına kadar 100-200 bp arasında hareket eden CDS Primi, bu tarihten sonra artmaya

¹⁰⁷ IMF, Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Washington D.C., 2013.

başlamış ve 2015 yılının ikinci yarısına kadar 150-250 bp aralığında hareket etmiştir. Dolayısıyla, Türkiye'ye yönelik risk algısında biraz artış olmuştur denilebilir.

Grafik 16: CDS Primleri ve Geri Ödenmeme Olasılığı (CPD- Cumulative Probability of Default)

CDS Primleri ve Geri Ödenmeme Olasılığı (CPD)													
CDS	CPD	CDS	CPD	CDS	CPD	CDS	CPD	CDS	CPD	CDS	CPD	CDS	CPD
0	0,0%	100	7,8%	200	13,9%	300	19,6%	500	30,2%	500	30,2%	1000	54,1%
5	0,6%	105	8,1%	205	14,2%	310	20,2%	510	30,7%	525	31,4%	1025	55,2%
10	1,1%	110	8,4%	210	14,5%	320	20,7%	520	31,2%	550	32,7%	1050	56,4%
15	1,6%	115	8,7%	215	14,8%	330	21,2%	530	31,7%	575	33,9%	1075	57,5%
20	2,0%	120	9,1%	220	15,1%	340	21,8%	540	32,2%	600	35,2%	1100	58,6%
25	2,4%	125	9,4%	225	15,4%	350	22,3%	550	32,7%	625	36,4%	1125	59,7%
30	2,8%	130	9,7%	230	15,7%	360	22,9%	560	33,2%	650	37,6%	1150	60,9%
35	3,2%	135	10,0%	235	16,0%	370	23,4%	570	33,7%	675	38,8%	1175	62,0%
40	3,6%	140	10,3%	240	16,2%	380	23,9%	580	34,2%	700	40,0%	1200	63,1%
45	4,0%	145	10,6%	245	16,5%	390	24,5%	590	34,7%	725	41,2%	1225	64,2%
50	4,3%	150	10,9%	250	16,8%	400	25,0%	600	35,2%	750	42,4%	1250	65,3%
55	4,7%	155	11,2%	255	17,1%	410	25,5%	610	35,7%	775	43,6%	1275	66,4%
60	5,0%	160	11,5%	260	17,4%	420	26,0%	620	36,1%	800	44,8%	1300	67,5%
65	5,4%	165	11,8%	265	17,7%	430	26,6%	630	36,6%	825	46,0%	1325	68,6%
70	5,7%	170	12,1%	270	17,9%	440	27,1%	640	37,1%	850	47,2%	1350	69,7%
75	6,1%	175	12,4%	275	18,2%	450	27,6%	650	37,6%	875	48,3%	1375	70,7%
80	6,4%	180	12,7%	280	18,5%	460	28,1%	660	38,1%	900	49,5%	1400	71,8%
85	6,8%	185	13,0%	285	18,8%	470	28,6%	670	38,6%	925	50,6%	1425	72,9%
90	7,1%	190	13,3%	290	19,1%	480	29,1%	680	39,1%	950	51,8%	1450	74,0%
95	7,4%	195	13,6%	295	19,3%	490	29,6%	690	39,6%	975	52,9%	1475	75,1%
100	7,8%	200	13,9%	300	19,6%	500	30,2%	700	40,0%	1000	54,1%	1500	76,1%

Kaynak:http://www.cmavision.com/images/uploads/docs/CMA_Global_Sovereign_Credit_Risk_Report_Q1_2010.pdf Erişim tarihi: 30 Eylül 2014

Grafik 16'da CMA tarafından, 2010 Yılı Küresel Devletler Kredi Risk Raporu'nda tüm paralar için, CDS primine göre alınan borçların geri ödenmeme olasılıkları hesaplanmıştır. Ancak hesaplama yöntemine ulaşamamıştır. Bu grafikte CDS başlıklı sütunlar, herhangi bir ülkenin CDS primini göstermektedir. Grafikte CDP başlıklı sütunlarda ise ilgili CDS puanına göre borçlu ülkenin geri ödememe riski yüzdesel olarak verilmiştir. Grafik 16'da görüldüğü gibi Türkiye'nin CDS puanı

ortalama 200 bp olduğundan aldığı borcu geri ödememe riski % 13,9'dur. Brezilya'nın CDS puanı ortalama 150 bp olduğundan aldığı borcu geri ödememe riski % 10,9'dur. Endonezya'nın CDS puanı ortalama 180 olduğundan aldığı borcu geri ödememe riski % 12,7'dir. Güney Afrika'nın CDS puanı ortalama 170 olduğundan aldığı borcu geri ödememe riski % 12,1'dir.

Tahmin edileceği üzere, bir ülkenin CDS primi ne kadar yüksek ise o ülkelerin dış ülkelerden borçlanma faizleri de o kadar yüksek olur. CDS primleri İngiltere ve ABD gibi gelişmiş ülkelerde ortalama 45-55 baz puan seviyelerinde oluşurken (İngiltere ve ABD'nin borcu geri ödememe riski tabloya göre % 4,3'tür), bu değerler Kırılgan Beşli ülkelerinde 170-175 baz puan aralığında oluşmaktadır. Bu da, Kırılgan Beşli ülkelerindeki finansal kırılganlığın önemli bir göstergesidir.

Altıncı bölümde yapılan analizlerin daha net anlaşılabilmesi amacıyla Kırılgan Beşli ülkelere ait olan ve analizlerde kullanılan 1997-2013 yılları arasındaki nominal faiz oranları, enflasyon oranları ve \$'a karşı spot döviz kurları aşağıdaki tablolarda verilmiştir.¹⁰⁸

Tablo 10: Kırılgan Beşli Ülkelerinde 1997-2013 Yılları Arasında Devlet İç Borçlanma Senetleri'nin (DİBS) Yıllık Nominal Faizleri¹⁰⁹

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	23.05	36.61	29.25	19.32	15.61	19.75	26.35	15.42	18.89	16.19	12.45	12.80	11.69	10.89	12.68	9.86	7.37
Hindistan	9.56	13.01	10.65	9.99	9.60	6.64	5.72	4.49	5.68	6.67	7.53	7.43	4.73	5.44	7.54	8.57	7.85
Endonezya		22.86	45.50	12.85	13.83	17.39	13.49	6.68	6.71	12.23	9.26	7.40	11.34	7.31	6.88	6.68	5.89
Güney Afrika	16.23	14.43	16.40	10.16	10.15	9.44	12.34	7.60	7.29	6.74	8.70	10.47	10.66	7.11	5.54	5.47	5.06
Türkiye	107.82	119.99	130.21	38.20	64.93	71.39	56.80	25.52	19.40	14.02	20.36	16.23	16.16	7.98	7.08	10.94	6.20

¹⁰⁸ Veriler, ABD Saint Louis Federal Reserve Bank'ın internet sitesinden temin edilmiştir. Sadece Endonezya için veriler, 1998 yılı Ocak ayından 2013 yılı Aralık ayına ait bir aylık ve bir yıllık verilerden oluşmaktadır. Bunun nedeni Endonezya için önceki döneme ait Devlet İç Borçlanma Senetleri'nin (DİBS) Yıllık Nominal Faizleri'nin bulunamamasıdır.

¹⁰⁹ (Çevrimiçi) <http://research.stlouisfed.org/fred2/>

Tablo 11: Kırılğan Beşli Ülkelerinde 1997-2013 Yılları Arasında Yıllık Tüketici Fiyat Endeksleri¹¹⁰ (2010 yılı = 100 olarak alınmıştır)

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	46.1	46.8	51.0	54.1	58.2	65.5	71.6	77.0	81.4	84.0	87.7	92.9	96.9	102.6	109.3	115.7	122.5
Hindistan	45.8	52.9	53.1	55.0	57.8	59.6	61.9	64.2	67.8	72.2	76.2	83.6	96.1	105.2	112.0	124.5	135.9
Endonezya	25.1	42.8	42.9	46.5	53.3	57.9	60.7	65.1	76.2	80.9	86.9	94.1	97.6	104.5	108.2	113.2	121.4
Güney Afrika	51.5	56.2	57.4	61.4	64.2	72.9	71.7	73.3	74.8	78.4	84.3	92.2	97.8	101.1	107.6	113.7	119.7
Türkiye	5.9	10.1	17.0	23.7	39.9	51.8	58.4	63.8	68.8	75.4	81.7	89.9	95.8	101.9	112.6	119.5	128.4

Tablo 12: Kırılğan Beşli Ülkelerinin 1997-2013 Yılları Arasında \$'a karşı Fiyatlanan Yıllık Döviz Kurları

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013
Brezilya	1.12	1.50	1.80	1.95	2.38	3.44	2.85	2.69	2.27	2.14	1.77	2.31	1.77	1.67	1.79	2.03	2.35
Hindistan	39.36	42.51	43.55	46.54	48.34	47.93	45.46	43.75	44.40	44.33	39.37	48.83	45.96	45.39	51.35	54.32	61.91
Endonezya	10375	8950	7425	9450	10320	8876	8441	9165	9395	9090	9291	11355	9365	9057	9000	9698	12189
Güney Afrika	4.94	5.98	6.12	7.78	11.59	8.69	6.98	5.92	6.10	7.17	7.01	9.90	7.46	6.92	8.01	8.79	10.38
Türkiye	0.21	0.32	0.54	0.67	1.37	1.66	1.35	1.35	1.33	1.42	1.17	1.59	1.47	1.56	1.83	1.76	2.06

¹¹⁰ (Çevrimiçi) <http://research.stlouisfed.org/fred2/>

4. ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARIYLA İLGİLİ LİTERATÜR İNCELEMESİ

Yapılan bir çalışmada, ‘‘Kırılgan Beşli’’ ülkeleri hisse senedi piyasa endekslerinin Kasım 2000- Aralık 2013 dönemindeki haftalık kapanış verileri kullanılmış ve Johansen eşbütünleşme analizi ile Granger nedensellik testi yapılmıştır. Bu çalışmaya göre, ‘‘Kırılgan Beşli’’ ülkelerinin sermaye piyasaları arasında kısa ve uzun dönemli bir eşbütünleşme ve nedensellik ilişkisinin varlığı, bu ülkelerin benzer finansal özelliklerinden biridir.¹¹¹

4.1. Satınalma Gücü Paritesi Kuramı – (SGP)

Abuaf ve Jorion¹¹², yaptıkları çalışmada uzun dönemde Satınalma Gücü Paritesini araştırmışlardır. Veriler, Ocak 1973- Aralık 1987 tarihlerine aittir. Araştırmada on endüstriyel ülke incelenmiştir. Döviz kurları ay sonu ve nominal \$/Yerel Para olarak alınmıştır. Tüketici fiyat endeksleri (Costumer Price Index – (CPI)) her ay için alınmıştır. Çalışma sonunda, kısa dönemde (PPP)’nin sapmalar gösterdiği ancak uzun dönemde geçerli olabileceği sonucuna varmışlardır.

Alba ve Papell¹¹³, yaptıkları çalışmada panel veri analizini kullanarak uzun dönemde (PPP)’yi test etmişlerdir. Çalışma, 84 gelişmiş veya gelişmekte olan ülke için yapılmıştır. Enflasyon oranları için, yıllık ortalama TÜFE değişim yüzdesi alınmıştır. Döviz kurları için, çeyrek dönemlik her \$/Yerel Para’nın yıllık artış veya azalış yüzdeleri alınmıştır. Çalışma sonucunda, ABD büyüme oranlarına daha yakın büyüme oranlarına sahip, düşük enflasyonlu, ticarete daha açık ülkelerin nominal döviz kurlarının fazla volatil olmadığı sonucuna varılmıştır ve bu ülkelerde (PPP)’nin var olduğuna dair güçlü kanıtlar bulunmuştur. Alba ve Papell öncelikle bütün ülkeleri test etmiş bunun sonucunda hem (PPP)’nin var olduğunu, hem de olmadığını görmüşlerdir. Sonra kıtalara göre ülkeleri ayıklayıp tekrar test etmişlerdir.

¹¹¹ Akel, Veli., ‘‘ Kırılgan Beşli Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme Analizi’’, Int. Journal of Management Economics and Business, Vol. 11-24, 2015, s. 75-96

¹¹² Abuaf, Niso., Jorion, Philippe., ‘‘Purchasing power parity in the Long Run’’, The Journal of Finance, Vol:45. No.1 Mart 1990, s. 157-174

¹¹³ Alba, Joseph D., Papell David H., ‘‘Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests’’ The Journal of Developments Economics, 83, 2007, s. 240-251

Buldukları sonuca göre, uzun dönemde, Avrupa ve Amerika ülkelerinde (PPP) geçerli iken, Asya ve Afrika ülkelerinde geçerli değildir. Ülkelerin ekonomik özellikleri, uzun dönemde (PPP)'ye bağlılıkları veya sapmaları açıklamaya yardım edebilmektedir.

Alba ve Park¹¹⁴, çalışmalarında panel birim kök testlerini kullanarak 65'i geliştirmekte olan (Türkiye dahil), 15'i gelişmiş olan toplam 80 ülkede, dalgalı kur yıllarında (PPP)'yi test etmişlerdir. Veriler, 1976-1985 ve 1990-1999 yılları arasındaki 10 yıllık periyotlara aittir. Ülkelerin özellikleri dışa açıklık, enflasyon, Reel GDP'deki büyüme oranı ve seviyesidir. 1980 sonrası için (PPP)'yi destekleyen güçlü kanıtlar bulmalarına rağmen 10 yıllık periyotların kullanılması (PPP)'yi desteklemekte sınırlı kalmıştır. (CPI) için yıllıklandırılmış aylık veriler kullanılmıştır. Şoklar ve ekonomik krizler dışında, farklı periyotlarda ve farklı koşullarda uzun dönem (PPP)'nin geliştirmekte olan ülkelerde var olabileceği sonucuna varmışlardır. Bir diğer bulgu ise, ülkelerin ekonomik olarak dışa açık olduğu zaman dilimlerinde dışa kapalı oldukları zamana göre (PPP)'nin varlığı daha güçlüdür. Ayrıca yüksek ve ılımlı enflasyona sahip ülkelerde, düşük enflasyona sahip ülkelere göre (PPP) daha geçerlidir. Yüksek geliri ve orta üstü geliri ülkelerde (PPP)'nin geçerli olduğuna dair kanıtlar bulunmuştur.

Apte, Sercu ve Uppal¹¹⁵, regresyon analizi yaparak uzun dönem (PPP)'yi incelemişlerdir. Çalışmada, RBC (Real Business Cycle)¹¹⁶ "arbitrajın olmadığı" genel döviz kuru denge modelinin, uzun dönemli ilişkide (PPP)'den daha iyi performans gösterdiği ve uzun dönemli ilişkiden tahmin edilmiş çeyreklik sapmaların yani ekonominin daralma ve genişleme dönemlerinin 4-5 çeyrek kadar yarı ömürlü olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmada, modelin bir çıkarım modeli gibi ele

¹¹⁴ Alba, Joseph D., Park Donghyun., " Purchasing Power Parity in Developing Countries: Multi-Period Evidence Under the Current Float " World Development Cilt. 31 No:12, 2003, s. 2049-2060

¹¹⁵ Apte, Prakas., Sercu, Piet., Uppal, Raman " The exchange rate and purchasing power parity: extending the theory and tests " Journal of International Money and Finance No: 23, 2004, s. 553-571

¹¹⁶ RBC(Real Business Cycle) Denge Modeli: Gerçek ekonomik döngüde, dış etkenlerdeki değişimlere (şoklara) karşı resesyon ve ekonomik büyüme gibi etkili sonuçları görebilen bir makroekonomik modeldir. Milli gelir düzeyi beklenen çıktıyı arttırmaktadır. Bu nedenle devlet uzun dönemli para ve maliye politikalarına odaklanmalı ve bu süreçte kısa dönemdeki değişikliklere karşı esnek araçlara sahip olmalıdır.

alınmaması gerektiği, döviz kurundan temel bileşenlere doğru olan ilişkinin zaman seçimi ve risk davranışına göre uluslararası heterojenlik göstereceği vurgulanmıştır.

Bacchiocchi ve Fanelli¹¹⁷, Bretton Woods sonrası dönem için (PPP)'yi Avrupa ülkeleri ve ABD arasında test etmişlerdir. Avrupa ülkeleri olarak Almanya, İngiltere ve Fransa seçilmiştir. Fiyat ilişkilerini bulmak amacıyla her ülke için (CPI) alınmıştır. Veriler 300 aylıktır ve 1973 Ocak ayı ile 1998 Ocak ayı arasında kapsamaktadır. ABD ise referans ülke olarak seçilmiştir. Fransa/ABD arasında güçlü ilişki bulunmuş, İngiltere/ABD arasında zayıf ilişki bulunmuştur. Almanya/ABD arasında ise (PPP)'yi destekler bir ilişki bulunmamıştır. Almanya ile ilişki bulunamamasının, Bundesbank'ın 1980-1985 yıllarında izlediği antiinflasyonist politikalarından kaynaklandığı tahmin edilmiştir.

Cashin, Cespedes ve Sahay¹¹⁸, 1980 Ocak ile 2002 Mart ayları arasındaki 267 aylık veriyi kullanarak, ihracat yapan 58 ülkenin reel döviz kurlarıyla, ihracatı yapılan 44 ürünün fiyatları arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Bu ülkelerin üçte biri için uzun dönemde ilişki bulmuşlardır. Üçte ikisi için uzun dönemde ilişki bulunamamıştır.

Cheng¹¹⁹, 1951-1994 yılları arasındaki verileriyle yaptığı çalışmada, eş-bütünleşme modelini, hata düzeltme modellerini, Phillips-Perron testlerini ve Johansen's testlerini uygulayarak dolar ve yen arasındaki nedenselliği test etmiştir. Kısa dönemde faiz oranlarından döviz kurlarına nedensellik varken, fiyatlar ve döviz kurları arasında nedensellik bulunamamıştır. Fakat uzun dönemde görece fiyatlardan döviz kurlarına doğru nedensellik bulunmuştur. Bu bulgular uzun dönem için PPP kuramini desteklemektedir.

¹¹⁷ Bacchiocchi, Emanuele., Fanelli, Luca., “ Testing The Purchasing Power Parity Through I(2) Cointegration Techniques “ Journal Of Applied Econometrics J. Appl. Econ.20, 2005 s.749– 770

¹¹⁸Cashin,Paul., Cespedes, Luis F., Sahay, Ratna., “ Commodity currencies and the real exchange rate “ Journal of Development Economics, 75, 2004, s. 239-268

¹¹⁹ S. Cheng, Benjamin. “Beyond the purchasing power parity: testing for cointegration and causality between exchange rates, prices, and interest rates “ Journal of International Money and Finance, 18, 1999, s. 911-924

Cheng, Taylor ve Weng¹²⁰, Granger nedenselliği ile uluslararası parite koşulları arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Bunun için Mart 1974'den Şubat 2005'e kadar ABD ve ABD'nin ana ticaret ortaklarından Kanada, Almanya, İngiltere ve Japonya'nın 371 aylık Üretici Fiyat Endeksleri (Wholesale Price Index - WPI) ve döviz kurları veri olarak alınmıştır. Sadece Almanya'nın verileri 2001 Aralık ayına kadardır. WPI ile döviz kurları arasında Kanada, Japonya ve İngiltere için direkt ve endirekt nedensellikler bulunmuştur. Fakat Almanya için WPI ve döviz kurları arasında direkt ve endirekt nedensellik bulunamamıştır. Kanada, İngiltere ve Japonya'da (CPI) ile döviz kurları arasında zayıf ilişki bulunmasına rağmen Almanya için döviz kuru hareketinin (CPI)'i etkilediği düşünülmektedir.

Diamandis¹²¹, Güney Amerika ülkelerinden Arjantin, Brezilya, Şili ve Meksika için (PPP)'yi test etmiştir. Veriler Şubat 1971'den Aralık 1993'e kadar olup 275 aydır. Bu ülkelerin ortak özelliği 1970'ten beri var olan kronikleşmiş yüksek enflasyon ve yüksek döviz açıklarıdır. Bundan ötürü bu ülkelerde karaborsalar mevcuttur. Karaborsaların belirlediği döviz kurları da, resmi döviz kurları da kullanıldığında uzun vadede (PPP)'yi destekleyen kanıtlar bulunmuştur. Karaborsa döviz kurları baz alındığında (PPP)'den bir sapma karşısında %49 ile %62 hızıyla aynı ay içerisinde karaborsanın fiyatı düzelttiği anlaşılmaktadır.

Froot ve Rogoff¹²², (PPP)'yi kanıtlayan en ikna edici verilerin hala sabit kur sisteminin uygulandığı yıllara ait olduğunu vurgulamışlardır.

Elliott ve Pesavento¹²³, yaptıkları çalışmada farklı metotlar deneyerek önceki çalışmalardaki bulguları destekleyen ve reel döviz kurlarındaki değişimleri anlamlandıran daha güçlü kanıtlar bulmuşlardır.

¹²⁰ Cheng, Jen-Chi., Taylor, Larry W., Weng, Wenlong., “ The links between international parity conditions and Granger causality: a study of exchange rates and prices “ Applied Economics 42, 2010, s. 3491-3501.

¹²¹ Diamandis, Panayiotis F., “ Market efficiency, purchasing power parity, and the official and parallel markets for foreign currency in Latin America “ International Review of Economics and Finance, 12, 2003, s. 89-110

¹²² Froot, Kenneth A., Rogoff, Kenneth “ Perspectives On PPP And Long-Run Real Exchange Rates “ National Bureau Of Economic Research, Working Paper No. 4952, December 1994, s. 01-50

Kargbo¹²⁴, 1960 ile 1997 yılları arasındaki 38 yıllık verileri yıllık bazda kullanarak 30 ülke üzerinde (PPP)'yi araştırmıştır. Johansen's kointegrasyon tekniği ve hata doğrulama modellerini kullanmıştır. Karaborsa döviz kurları ile (CPI)'ı kullanarak Afrika ülkeleri için (PPP)'yi destekleyen güçlü kanıtlara ulaşmıştır.

Kilian ve Taylor¹²⁵, yaptıkları araştırma için 1973 I. çeyrekte, 1998 IV. çeyreğe kadar toplam 64 çeyreklik dönem verisini Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, İsviçre ve İngiltere'nin olduğu 7 ülke için kullanmıştır. Üstel Düzgün Geçişli Otoresif (Exponential Smooth Transition Autoregressive - ESTAR) model kullanarak, gelecekteki 2-3 yıl için reel döviz kurlarının tahmin edilebilirliğine dair güçlü kanıtlar bulmuşlardır. Fakat 2-3 yıldan daha kısa zaman için kanıt yoktur. 2-3 yıldan kısa zaman diliminde, nominal döviz kurlarının belirlenmesinde, Rastsal Yürüyüş Kuramı'nın (Random Walk Model) geçerli olacağı sonucuna varmışlardır. Daha uzun dönemler için (PPP)'nin geçerliliğine ait bulgular bulunabilir. 6 aydan daha kısa zaman için (PPP)'yi destekleyen hiçbir bulgu bulunamamıştır.

Lothian ve Taylor¹²⁶, reel döviz kuru davranışı üzerine yazdıkları makalede, daha önce yaptıkları çalışmayı (Lothian, J.R. and Taylor, M.P. The recent float from the perspective of the past two centuries. Journal of Political Economy 104, 488-509. 1996) temel alarak uzun dönem döviz kuru verileriyle aynı örnek özellikte suni veriler üretmiş ve rastgele simülasyonlar yapmışlardır. Son dalgaya karşılık gelen örnek büyüklüklerinin üzerinden, standart birim kök testlerinin son derece düşük ilişkiye sahip olduğunu bulmuşlardır. Yanlış olduğu zaman sıfır kuramının reddedilme olasılığı, 20 yıllık veride hatta 50 yıllık veride bile son derece düşüktür. Sadece çok daha uzun aralıklar alınırsa kabul edilebilir bir seviyeye ulaştığını

¹²³ Elliott, Graham., Pesavento, Elena' " On the Failure of Purchasing Power Parity for Bilateral Exchange Rates after 1973 " Journal of Money, Credit and Banking, Cilt: 38, No:6, Sep., 2006, s. 1405-1430

¹²⁴ Kargbo, Joseph M., " Cointegration Tests of Purchasing Power Parity in Africa " World Development Vol. 31, No. 10, 2003, s. 1673-1685

¹²⁵ Kilian, Lutz., Taylor, Mark P., " Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates? " , Journal of International Economics, No. 60, 2003, s. 85-107

¹²⁶ Lothian, James R., Taylor, Mark P., "Real exchange rate behavior", Journal of International Money and Finance, Cilt: 16, No. 6, 1997, s. 945-954

belirtmişlerdir. Çalışmalarında, 1871 ile 1949 yılları arasındaki 79 yıllık verileri kullanmışlardır.

Lothian ve Taylor¹²⁷, Cuddington and Liang'ın yazdığı makaleye (Purchasing power parity over two centuries? Journal of International Money and Finance, 19, 2000 751-755) cevaben yazdıkları makalede reel döviz kurlarındaki lineer ve lineer olmayan eğilimlerin bir anlamda reel döviz kurlarındaki trendi gösterdiğini belirtmişlerdir.

Narayan¹²⁸, yaptığı çalışmada 17 OECD (Organization for Economic Cooperation and Development) ülkesi üzerinde çalışarak (PPP)'ye yeni kanıtlar bulmuştur. Çalışmasını reel döviz kurlarını kullanırken iki temel para birimi ABD Doları ve Alman Markı üzerinde ayrı ayrı yapmıştır. ABD Dolar'ını kullandığında sadece Fransa, Portekiz ve Danimarka'da (PPP)'ye kanıt bulmuşken, Alman Markı'nı baz aldığında Avusturya, Belçika, Norveç, İspanya, Hollanda, İsviçre ve Danimarka'da PPP'yi destekler kanıtlar bulmuştur. Veriler, Ocak 1973 ile Aralık 2002 yılları arasındadır ve 360 aylık veridir.

Salehizadeh ve Taylor¹²⁹, gelişmekte olan 27 ülke için, eş-bütünleşme tekniği kullanarak, 1975-1997 yılları arasında (PPP)'yi incelemiştir. 14 ülkede uzun vadede PPP'yi destekleyen göreceli güçlü kanıtlar bulunmuştur.

Sarno ve Taylor¹³⁰, standart panel birim kök testlerini kullanarak araştırma yapmışlar ve döviz kuru dalgalanmalarında, ortalamaya dönüş olduğuna dair kanıtlar bulmuşlardır.

¹²⁷ Lothian, James R., Taylor, Mark P., 'Purchasing power parity over two centuries: strengthening the case for real exchange rate stability A reply to Cuddington and Liang', Journal of International Money and Finance, Cilt: 19, No. 6, 2000, s. 759-764

¹²⁸ Narayan, Paresh Kumar., 'New evidence on purchasing power parity from 17 OECD countries', Applied Economics, 37, 2005, s. 1063-1071

¹²⁹ Salehizadeh, Mehdi., Taylor, Robert., 'A test of purchasing power parity for emerging economies', Journal of International Financial Markets, Institutions and Money, 9, 1999, s. 183-193

¹³⁰ Sarno, Lucio., Taylor, Mark.P., 'Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion', Economics Letters, 60, 1998, s. 131-137

Sarno ve Valente¹³¹, G5 ülkelerinin (Almanya, Fransa, Japonya, İngiltere ve ABD) 1870'lerden 2000 yılına kadar olan yıllık (CPI) ve GDP verilerini kullanarak yaptıkları araştırmada (PPP)'den sapma davranışlarını test etmişlerdir. İlk olarak, (PPP)'nin bir yüzyıl boyunca tüm döviz kurları için geçerli olduğunu gösteren kanıtlar bulmuşlardır. İkinci olarak, sabit kur rejimleri boyunca göreceli fiyatların, uzun dönem döviz kuru dengesinden sapmaları ayarladığını bulmuşlardır. Üçüncü olarak, sabit kur rejimi boyunca (PPP) dengesi üzerindeki sistemden kaynaklanan şokların etkileri çok kalıcı olabildiğini, 2 yıldan on yıla kadar sürebildiğini bulgulamışlardır. Fakat bu büyük şoklar Dalgalı Kur Sistemi'nde bir yıldan daha az bir süre etkili olmaktadır. Çünkü (PPP), izin verilirse Dalgalı Kur Sistemi'nde düzeltici etkiye sahiptir. (PPP)'den sapmaların hızı, açık ekonomiler hakkındaki makro kuramlerle oldukça tutarlıdır.

Sarno¹³², Bretton Woods periyodu sonrası, 11 Orta Doğu ülkesinde, 1971 ile 1994 yılları arasındaki 96 çeyreklik dönemi baz alarak, bu ülkelerde (PPP)'nin geçerli olup olmadığını araştırmıştır. Araştırma sonucunda uzun dönemde (PPP)'nin geçerli olduğuna dair kanıtlar bulmuştur.

Sarno, Taylor ve Chowdhury¹³³, Tek Fiyat Kanunu'ndan sapmaları doğrusal olmayan dinamikleri üzerine yaptıkları araştırmada, 1970'lerden itibaren dalgalı kur rejimi boyunca 9 mal sektöründe Tek Fiyat Kanunu'nun geçerliliğini endüstrileşmiş ülkelerde test etmişlerdir. Tahmini işlem maliyetleri, sektörler ve ülkeler arasında yaygın bir dalgalanmayı vermektedir. ABD ile Japonya arasındaki işlem maliyetleri, ABD ile Avrupa arasındaki işlem maliyetlerinden daha düşüktür. İşlem maliyetlerinin etkisiyle bile Tek fiyat Kanunu'nun geçerli olduğuna dair kanıtlar bulunmuştur.

¹³¹ Sarno, Lucio., Valente, Giorgio., “ Deviations from purchasing power parity under different exchange rate regimes: Do they revert and, if so, how? ”, *Journal of Banking & Finance*, 30, 2006, s. 3147-3169

¹³² Sarno, Lucio., “ Real exchange rate behavior in the Middle East: a re-examination ”, *Economics Letters*, 66, 2000, s. 127-136

¹³³ Sarno, Lucio., Taylor, Mark P., Chowdhury, Ibrahim., “ Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study ”, *Journal of International Money and Finance*, 23, 2004, s. 1-25

Schnabl ve Baur¹³⁴, Japon fiyatlarıyla yen-dolar döviz kuru arasındaki nedenselliği test etmişlerdir. Japon yeninin 1990'lardaki ekonomik çöküşe rağmen güçlü olmasının nedenini açıklamışlardır. 1973 Ocak ayından 2002 Ocak ayına kadar olan 349 aylık verilerle her iki ülkenin ihracat fiyat endeksleri ile yen-dolar döviz kurları kullanılmıştır. Granger nedensellik testi yapılmıştır. Yüksek yen, Japon ihracat kuruluşlarını fiyat düşürmeye ve verimliliği arttırmaya zorlamıştır. Bu çalışmanın bir diğer sonucuna göre, kurlar fiyatları etkileyebilmektedir ya da fiyatlar kurları etkileyebilmektedir.

Serletis ve Gogas¹³⁵, yaptıkları çalışmada 21 OECD ülkesinin çeyreklik verilerini ve Fisher ve Seater'ın uzun dönem regresyon yaklaşımı testlerini kullanarak (PPP)'yi test etmişler ve (PPP)'yi destekleyen zayıf kanıtlar bulmuşlardır. Veriler 1973 1. çeyrekte, 1998 4. çeyreğe kadardır.

Sideris¹³⁶, geçiş ekonomilerinde uzun dönem (PPP)'yi test etmiştir. Merkez ve Doğu Avrupa'daki 17 ülke verileriyle Johansen Eş Bütünleşme Tekniği ve Larsson Panel Eş-bütünleşme Tekniği'ni kullanmıştır. 1990 Ocak ayından 2004 Ocak ayına kadar olan aylık verileri baz almışlardır. Analiz, uzun dönem eşitliği sağlamaktadır ancak tahmin edilen eşbütünleşik denklemlerin katsayıları, zayıf ve güçlü (PPP) versiyonları tarafından önerilen orantılılık ve simetri kuramını ihlal etmektedir. Ticarete konu olmayan mallar ve hizmetler, yönetilen kur rejimleri uzun dönem (PPP)'den sapmalardan sorumlu olabilir.

Taylor ve Sarno¹³⁷, 1973 1. çeyrekte 1996 2. çeyreğe kadar olan verilerle G5 ülkelerinde (İngiltere, Almanya, Fransa, Japonya ve A.B.D) Bretton-Woods dönemi sonrası reel döviz kurlarının davranışını test etmişlerdir. Çoklu birim kök testleri, Johansen en çok olabilirlik oranı sınaması ve Monte Carlo Simülasyonları

¹³⁴ Schnabl, Gunther., Baur, Dirk., 'Purchasing power parity: Granger causality tests for the yen-dollar exchange rate', Japan and the World Economy, 14, 2002, s. 425-444

¹³⁵ Serletis, Apostolos., Gogas, Periklis., 'Long-horizon regression tests of the theory of purchasing power parity', Journal of Banking & Finance, 28, 2004, s. 1961-1985

¹³⁶ Sideris, Dimitrios., 'Purchasing Power Parity in economies in transition: evidence from Central and East European countries', Applied Financial Economics, 16, 2006, s. 135-143

¹³⁷ Taylor, Mark P., Sarno, Lucio., 'The behavior of real exchange rates during the post-Bretton Woods period', Journal of International Economics, 46, 1998, s. 281-312

yapmışlardır. (CPI)'lar kullanılarak üretilen reel döviz kurlarının eski rakamlarına geri döndüğüne dair güçlü kanıtlar bulmuşlardır.

Taylor ve Taylor¹³⁸, yazdıkları makalede (PPP)'nin kısa ve uzun dönemde ne kadar tutarlı olduğunu sorgulamışlardır. Literatürde, kısa dönemde (PPP)'nin geçerli olmadığı ancak uzun dönemde geçerli olabileceği yönünde konsensüsün olduğunu vurgulamışlardır.

Taylor¹³⁹, yazdığı makalede 1892 ile 1996 yılları arasındaki verileri 20 ülke için kullanmıştır. Para şokları, enflasyon ve nominal döviz kurlarındaki volatilité derecesi (PPP)'den sapmaların nedenleri olabilmektedir.

Taylor¹⁴⁰, (PPP) ve reel döviz kurlarına ait son yirmi yıldaki seçili literatürü incelemiştir. Ekonomide döviz kurları uzun dönemde en yüksek değişimleri göstermektedir. Döviz kurları asla durağan olmamıştır ve şu anda bile heyecan verici araştırma olanakları sunmaktadır. Lineer olmayan metotlarla analizler yapmak reel döviz kurlarının eşitlik seviyesinin altındaki reel şokların etkisini daha güçlü aydınlatacaktır.

Wu, Cheng ve Hou¹⁴¹, yaptıkları çalışmada 76 ülkenin 1976 Ocak ayından 2006 Haziran ayına kadar olan verilerini kullanarak ülke özellikleri ile (PPP)'nin geçerliliği arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Panel birim kök testleri kullanılarak reel döviz kurlarındaki oynaklıklar test edilmiştir. Dolar bazlı kurları baz alarak birkaç sonuca ulaşmışlardır. Birinci olarak (PPP), Afrika ve Latin Amerika için geçerlidir, fakat Asya ve Avrupa'da geçerli değildir. İkinci olarak, birkaç ülkenin ortak özellikleri aynı ise (PPP) tutarlıdır. Sırasıyla, ticarete yüksek ya da orta açıklıktaki ülkeler, düşük büyüme hızına sahip olan ülkeler, yüksek enflasyon

¹³⁸ Taylor, Alan M., Taylor, Mark P., "The Purchasing Power Parity Debate", Journal of Economic Perspectives, Volume 18, 4, 2004, s. 135-158

¹³⁹ Taylor, Alan M., "A Century of Purchasing-Power Parity", The Review of Economics and Statistics, Volume 8, 1, 2002, s. 139-150

¹⁴⁰ Taylor, Alan M., "Purchasing-Power Parity", The Review of International Economics, Volume 11, 3, 2003, s. 436-452

¹⁴¹ Wu, Jyh-Lin., Cheng, Su-Ying., Hou, Han., "Further evidence on purchasing power parity and country characteristics", International Review of Economics and Finance, 20, 2011, s. 257-266

oranları ve yüksek nominal döviz kuru volatilitesi olan ülkeler (PPP)'yi destekleme eğilimindedir. Üçüncü olarak, bir ülkenin tek bir özelliği (PPP)'yi hesaplamakta yetersiz kalmıştır. Ülkelerin aynı anda (PPP)'yi destekleyen en az iki özelliği varsa (PPP) geçerlidir. Dördüncü olarak yen bazlı döviz kurları alınırsa belirtilen bulgular önemli bir şekilde etkilenmezler.

Xu¹⁴², ABD'nin sekiz ticari ortağı olan Kanada, Fransa, Almanya, İtalya, Japonya, Kore, Hollanda ve İngiltere'yle beraber toplam 9 ülke üzerinde yaptığı çalışmada 1974 ilk çeyreğinden 1997'nin son çeyreğine kadar olan 96 zamanlı veri kullanmıştır. (CPI) ve (WPI)'nin (Wholesale price index) (PPP)'yi araştırmak için uygun olmadığını ileri sürmüştür. (TPI) (The price index of traded-goods), (CPI) ve WPI ile modele dahil edildiğinde (PPP)'yi değerlendirmede daha etkin sonuçlara ulaşılabilmektedir.

2.6.2. Fisher Etkisi (FE)

Crowder¹⁴³, yaptığı çalışmada 1960 yılı Ocak ayından 2000 yılı Aralık ayına kadar olan aylık verileri kullanmıştır. Seçilen 9 endüstrileşmiş ülke ABD, İngiltere, Almanya, Japonya, İtalya, Belçika, Fransa, Hollanda ve Kanada'dır. Bu ülkelerin kısa dönem hazine bonolarının nominal faiz oranları ve enflasyon oranları arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Birim kök testi ve panel ko-integrasyon analizini kullanarak bulduğu sonuca göre ülkelerin enflasyon oranları ile nominal faiz oranları arasında uyum ve tutarlılık vardır.

Fahmy ve Kandil¹⁴⁴, 1980 ile 1990 yılları arasındaki aylık verileri kullanarak kısa dönemde Fisher Etkisi'ni test etmişlerdir. Kısa dönem faiz oranları ile kısa dönemde beklenen enflasyonun Fisher Etkisini desteklemediğini bulmuşlardır. Burada, ABD için kullanılan faiz oranları 1-5 yıllık ABD devlet tahvilleridir. Ancak 2 yıllık vadeden daha uzun olan varlıklar için VAR Eş-bütünleşme testi yapıldığında

¹⁴² Xu, Zhenhui., "Purchasing power parity, price indices, and exchange rate forecasts", Journal of International Money and Finance, Volume 22, 2003, s. 105-130

¹⁴³ Crowder, William J., "Panel Estimates of the Fisher Effect", Department of Economics Box University of Texas at Arlington, 19479, January 18, 2003, s. 1-36

¹⁴⁴ Fahmy, Yasser A.F., Kandil, Magda., "The Fisher effect: new evidence and implications", International Review of Economics and Finance, 12, 2003, s. 451-465

enflasyon ve nominal faiz oranları arasında eşbürünleşik olduklarına dair güçlü kanıtlar bulmuşlardır. Genel olarak, kanıtlar Fisher Etkisi gerçeğini desteklemiştir. Fisher Etkisi gerçeği, politika yapıcılara, enflasyonist baskılara karşı fiyat istikrarını sağlamak için güvenilir bir sinyal vermektedir.

Michael G. Arghyroua, Andros Gregoriou ve Alexandros Kontonikas¹⁴⁵, Avrupa Birliği'ne (AB) bağlı 25 ülke için reel faiz oranlarının yakınsamasını incelemiştir. Veri aralığı 1996 Ocak ayından 2005 Aralık ayına kadardır. Reel faiz oranlarının farklarına yapısal kırılmaların etkisini ve AB ülkelerinin ortalama reel faiz oranına yakınsamasını test etmişlerdir. Örneği oluşturan ülkelerin çoğunluğu için sonradan gelen ülkelere yakınsama bulmuşlardır.

Booth ve Ciner¹⁴⁶, kısa vadeli Euro faiz oranı ile 9 Avrupa ülkesi ve ABD enflasyon oranları arasında uzun dönem değişkenli ilişkiyi incelemiştir. Veriler, Ocak 1978'den Şubat 1997'ye kadardır ve aylıktır. Eş-bütünleşme metodu kullanılarak ortaya çıkan vakaların çoğunda, Euro faiz oranıyla rasyonel beklenen enflasyon arasında birebir ilişki bulunmuştur. Ayrıca 1 aylık Euro faiz oranı, gelecekteki enflasyon oranının izleyeceği yolu vermektedir. Bulgular, nominal faiz oranının, enflasyonun öngörülebilir kısmını içinde barındırdığı inancını desteklemektedir.

Chaboud ve Wright¹⁴⁷, yaptıkları çalışmada 1988 ile 2002 yılları arasındaki 15 yıllık verileri kullanarak Euro, Yen, Paund ve İsveçre Frankı üzerinde Güvencesiz Faiz Oranı Paritesi'ni test etmişlerdir. Günlük verilerde, Güvencesiz Faiz Oranı Paritesi'ni kanıtlayan bulgular olsa da, zaman arttıkça Güvencesiz Faiz Oranı Paritesi başarısız olmuştur.

¹⁴⁵ Arghyroua, Michael G., Gregoriou, Andros., Kontonikas, Alexandros., " Do real interest rates converge? Evidence from the European union", *Journal of International Financial Markets, Institutions & Money*, 19, 2009, s. 447-460

¹⁴⁶ Booth, G. Geoffrey., Ciner, Cetin., " The relationship between nominal interest rates and inflation: international evidence, *Journal of Multinational Financial Management*, 11, 2001, s. 269-280

¹⁴⁷ Chaboud, Alain P., Wright. Jonathan H., "Uncovered interest parity: it works, but not for long", *Journal of International Economics*, 66, 2005, s. 349-362

Chu, Pittman ve Yu¹⁴⁸, Johansen koentegrasyon analizi yaparak nominal faiz oranları ile reel faiz oranları arasında ampirik kanıtlar elde etmiştir. Buna göre reel ve nominal faiz oranları arasında bir kointegre sistem vardır. Veriler 14 Nisan 1999'dan 4 Nisan 2001 tarihine kadar haftalık olup, toplam 104 haftayı kapsamaktadır. ABD Enflasyona Endeksli Hazine Kağıtları Faiz Oranları ve Mevduat Hesapları Faiz Oranları baz alınmıştır. Beklenen reel faiz oranları birim kök testine göre durağan çıkmamıştır. Johansen Ko-integrasyon analizine göre, reel faiz oranları ile nominal faiz oranları entegredir. Beklenen reel ve nominal faiz oranlarının eşbütünleşik olmaları, Fisheryan kuramı desteklemektedir.

4.3. Uluslararası Fisher Etkisi – (UFE)

Daha önceden değinildiği gibi; Uluslararası Fisher Etkisi, Satınalma Gücü Paritesi ile Fisher Etkisi'nin bileşiminden elde edilen kuramsal bir yaklaşımdır. Ülkelerarası reel faiz oranlarının eşit olduğu varsayımı altında; iki ülkenin nominal faiz oranları arasındaki fark, gelecekteki spot kurdaki değişimin tarafsız tahminleyeni (unbiased predictor) olacaktır. Dolayısıyla (UFE)'nin geçerli olmadığı durumlarda, bu durum Korunmasız Faiz Oranı Paritesi ile aynı hususu belirtmektedir, diğer bir deyişle yatırımcılar için Korunmasız Faiz Arbitrajı olanağı bulunmaktadır. Bu sebeple finans yazınında (UFE) ile ilgili literatür çalışmalarında, (UFE)'nin geçersiz olması durumu, Korunmasız Faiz Oranı Paritesi ile eş anlamlı kullanılmaktadır.

4.1.1. Faiz Oranı Paritesi (FOP)

Doğukanlı ve Kılıç¹⁴⁹, yaptıkları çalışmada 1989 Şubat ve 1999 Mart dönemi için Türkiye ile Türkiye'nin ana ticaret ortakları olan ülkeler (A.B.D., Almanya, İngiltere, Fransa) arasında korumasız faiz oranı paritesi kuramının geçerliliğini eş-bütünleşme tekniği ile sınımışlardır. Araştırmanın sonuçları Türkiye ile söz konusu ülkeler arasında korumasız faiz oranı paritesinin geçerli olmadığını göstermiştir. Eğer

¹⁴⁸ Chu, Quentin C., Pittman, Deborah N., Yu, Linda Q., "Real rates, nominal rates, and the Fisherian link", *International Review of Financial Analysis*, 12, 2003, s. 189-205.

¹⁴⁹ Doğukanlı, Hatice., Kılıç, Süleyman Bilgin., "Korunmasız Faiz Oranı Paritesi: Türkiye Uygulaması", *Çukurova Üniversitesi İ.İ.B.F. Jel:F31*. s:1-12

korunmasız faiz oranı paritesi kuramı geçerli ise, spot kurlardaki beklenen değişim ve nominal faiz oranları farkı nihai olarak eş-bütünleşecektir.

Chinn¹⁵⁰, korunmasız faiz oranı paritesini geliştirmekte olan ülkelerde test etmiştir. 1983 1. çeyrekte 2004 4. çeyreğe kadar olan veriler alınmıştır. Daha yüksek enflasyon oranlarına sahip ülkeler için daha büyük döviz kuru trend tahminleri yapılabilmektedir. Elde edilen istatistiksel değerler çok küçük olmuştur. 5 yıllık dönemde düzeltilmiş R² bile £/\$ için sadece %34'dür. Diğer oranlar daha da düşük sonuçlanmıştır. Bu sonuçlar, korunmasız faiz oranı paritesinden sapmaları gösterir.

Alexius¹⁵¹, 13 OECD ülkesi ve ABD için uzun dönem devlet tahvillerini kullanarak korunmasız faiz oranı paritesini uzun dönemde test etmiştir. Veriler çeyrekliktir ve 1957 1. çeyrekte 1997 4. çeyreğe kadardır. Fransa'nın dışında "korunmasız faiz oranı paritesi (Uncovered Interest Rate Parity - (UIP))" reddedilmiştir. (UIP)'ı kısa dönem faiz oranlarıyla test etmek daha kolaydır.

Flood ve Rose¹⁵², krizlerle dolu 1990'lı yıllarda, 13 gelişmiş ve 10 geliştirmekte olan ülke için, günlük veriler kullanarak Korunmasız Faiz Oranı Paritesi'yi (UIP) test etmişlerdir. Regresyon analizi uygulamışlardır. Öncelikle gelişmiş ve geliştirmekte olan ülkeler arasında kayda değer bir fark bulunamamıştır. (UIP), daha önceki dönemlere göre, 1990'lı yıllarda daha iyi çalışmaktadır. Sabit veya dalgalı kur rejimiyle yönetilen ülkeler, kriz yaşayan ülkelere nazaran (UIP)'nin geçerliliği açısından daha kötüdür. Faiz oranı farkları döviz kurlarındaki değişim tarafından sık sık takip edilmektedir. Ancak, aralarında sıkı bir bağ yoktur. Sonuçta faiz farkları, döviz kurlarındaki değişimi tahmin etmede kullanışlı değildir.

¹⁵⁰ Chinn, Menzie D., "The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets", *Journal of International Money and Finance*, 25, 2006, s. 7-21

¹⁵¹ Alexius, Annica., "Uncovered interest parity revisited", *Review of International Economics*, 9(3), 2001, s. 505-517

¹⁵² Flood, Robert P., Rose, Andrew K., "Uncovered interest parity in crises", *IMF Staff Papers*, Vol: 49, 12, 2002, s. 252-266

Isard¹⁵³, birçok açık ekonomi makroekonomik modellerinin, Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (UIP) varsayımlarını dayatmaya devam ettiğini söylemektedir. Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (UIP) davranışını dayatan modeller, tamamen rasyonel değildir.

Sachsida, Ellery ve Teixeira¹⁵⁴, Brezilya için 1984 Ocak ile 1998 Ekim arasındaki aylık verileri kullanarak (UIP)'yi test etmişlerdir. Yabancı faiz oranı olarak, 3 aylık ABD hazine bonoları uygulanmıştır. Ekonometrik testler sadece Ocak 1990 ile Haziran 1994 arasında geçerli olmuştur. Bu dönemde Brezilya'da yüksek siyasi istikrarsızlık ve Dalgalı Kur Sistemi vardır. Ancak siyasi istikrarsızlık piyasaya yansımamıştır. Yüksek risk priminden dolayı sonuçta, Brezilya reali için (UIP) başarısız olmuştur.

Baharumshah, Haw ve Fountas¹⁵⁵, Doğu Asya ülkelerinde reel faiz oranı paritesi (Real Interest Parity - RIP)¹⁵⁶ hakkında bir panel çalışması yapmışlardır.¹⁵⁷ Çalışmalarında temel ülke olarak Japonya'yı almışlardır. On Asya ülkesinde reel faiz farklılıklarının ortalamaya dönüş davranışlarını incelemişlerdir. Verileri 3 dönem olarak kullanmışlardır. Birinci veri seti, serbestleşme öncesi dönem olan 1977 1. çeyrekte 1984 4. çeyreğe kadardır. İkinci veri seti asya krizini içine alan 1985 1. çeyrekte 2001 4. çeyreğe kadar olan dönemdir. Üçüncü veri seti ise asya krizini içine almayan 1985 1. çeyrekte 1997 2. çeyreğe kadar olan zamandır. Öncelikle yaptıkları ADF (Augmented-Dickey-Fuller Test) testleri, finansal serbestleşme dönemi sonrasında bile, ülkelerin en az yarısı için başarısız olmuştur. ADF, reel faiz paritesini desteklememektedir. İkinci olarak panel birim kök testleri yapmışlardır. Bu testlere göre, reel faiz farklılıklarının ortalamaya dönüş davranışı sergilediği görülmüştür. Sonuçta Japonya ile Asya ülkeleri arasında finansal bütünleşme vardır.

¹⁵³ Isard, Peter., "Uncovered interest parity", IMF Working Paper, WP/06/96, 2006, s. 1-12

¹⁵⁴ Sachsida, Adolfo., Ellery JR, Roberto., Teixeira, Joanelio Rodolpho., "Uncovered interest parity and the peso problem: the Brazilian case", Applied Economics Letters, 8, 2001, s. 179-181

¹⁵⁵ Baharumshah, Ahmad Zubaidi., Haw, Chan Tze., Fountas, Stilianos., "A panel study on real interest rate parity in East Asian countries: Pre- and post-liberalization era", Global Finance Journal, 16, 2005, s. 69-85

¹⁵⁶ **Reel Faiz Oranı**, bileşik (nominal) faizden, enflasyonun etkilerinin çıkarılması sonucu çıkan faiz oranıdır. Reel faizin (r) bileşik faiz (i) ve enflasyon oranı (f) ile ilişkisi şöyledir: $r = (1 + i) / (1 + f) - 1$ Enflasyonun şişirici, deflasyonun küçültücü etkilerinden basit bir matematiksel işlemle arındırılmış gerçek faiz oranıdır.

¹⁵⁷ (Çevrimiçi) http://tr.wikipedia.org/wiki/Reel_faiz

Asya ülkeleri temel para olarak \$ yerine Yen kullanarak kur riskine karşı kendilerini koruyabilirler. Çünkü bölgedeki ülkeler ticaretini daha çok kendi aralarında yapmaktadır.

Baharumshah, Liev ve Haw¹⁵⁸, Kapetanios ve arkadaşları tarafından savunulan doğrusal olmayan birim kök testlerini kullanarak uluslararası parite koşullarını test etmeyi amaçlamışlardır. G7 ve on Asya ülkesini, 1977 1. çeyrekte 2002 1. çeyreğe kadar olan verilerle çalışmışlardır. Çalışma, faiz oranı farklarının doğrusal olmayan yapıda ortalamaya geri dönüşü desteklemiştir.

Camarero, Silvestre ve Tamarit¹⁵⁹, reel faiz paritesini¹⁶⁰ 19 OECD ülkesi için 1978 1. çeyrekte 2006 1. çeyreğe kadar test etmişlerdir. Bağımsızlık kuramı bu serileri reddetmiştir. Panel veri birim kök ve durağanlık testleri kullanılmıştır. RIP için herhangi bir kanıt bulunamamıştır ve seriler durağan değildir.

Chabout ve Wright¹⁶¹, günlük işlemlerden oluşmuş geniş bir veri seti kullanarak Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (KFOP)'yi test etmişlerdir. Alman Markı-Eurosu, Japon Yeni, İsveç Frankı ve ABD doları üzerine çalışma yapılmıştır. Veriler günde bir saatlik ve 1988 ile 2002 yılları arasında kapsamaktadır. Pozitif Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (KFOP) sonuçları birkaç saatlik veri eklendiğinde hızlı bir şekilde kaybolmaktadır. Kısa zaman penceresinde Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (KFOP) geçerli olmakta ama uzun zaman penceresinde başarısız olmaktadır.

¹⁵⁸ Baharumshah, Ahmad Zubaidi., Liev, Venus Khim-Sen., Haw, Chan Tze., "The real interest rate differential: international evidence based on non-linear unit root tests", *Bulletin of Economic Research*, 61-1, 2009, s. 83-94

¹⁵⁹ Camarero, Mariam., Silvestre, Josep Lluís Carrion., Tamarit, Cecilio., "Testing for real interest rate parity using panel stationarity tests with dependence: a note", *The Manchester School*, Vol:77-1, 2009, s. 112-126

¹⁶⁰ **Reel Faiz Oranı**, bileşik (nominal) faizden, enflasyonun etkilerinin çıkarılması sonucu çıkan faiz oranıdır. Reel faizin (r) bileşik faiz (i) ve enflasyon oranı (f) ile ilişkisi şöyledir: $r = (1 + i) / (1 + f) - 1$ Enflasyonun şişirici, deflasyonun küçültücü etkilerinden basit bir matematiksel işlemle arındırılmış gerçek faiz oranıdır.

¹⁶¹ Chabout, Alain P., Wright, Jonathan H., "Uncovered interest parity: it works, but not for long" *Journal of International Economics*, 66, 2005, s. 349-362

Chinn ve Meredith¹⁶², G7 ülkelerinin uzun vadeli tahvillerindeki faiz oranlarını kullanarak Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (KFOP)'yi test etmişlerdir. Oysa önceki çalışmalarda genelde kısa dönemli faiz oranları kullanılmaktaydı. 1980 1. çeyrekte 2000 4. çeyrek aralığındaki veriler kullanılmıştır. Faiz oranları uzun dönem için 5 yıllık ve 10 yıllık, kısa dönem için 3-6 ve 12 aylık olarak alınmıştır. Uzun dönemli regresyonlar daha fazla (KFOP)'yi desteklemiştir. Faiz farklarının katsayılarının hemen hepsi (KFOP)'yi destekler şekilde işaret vermiştir. Kısa dönem içinde araştırma yapmışlardır. Kısa dönemde (UIP)'nin başarısız olmasında dışsal para politikalarıyla döviz piyasalarındaki şoklar etkili olabilmiştir. Tam tersine uzun dönemde faiz oranlarıyla döviz kurları arasında ilişki daha fazladır.

Chinn ve Meredith¹⁶³, faiz oranı farkları ile tarafsız tahmini future döviz kuru hareketleri arasındaki ilişkiyi ABD, Almanya, Japonya ve Kanada uzun vadeli tahvilleri için test etmişlerdir. Daha önceki çalışmalarda 12 ay veya daha kısa vadeli faiz oranları alınmıştır. Bu çalışmada ise 5 yıllık faiz oranları kullanılmıştır. Son 7 yıllık dönem için istatistiksel açıdan $\beta=1$ 'den anlamlı sapmalar vardır. Veriler 1980 yılı 1. çeyrekte 2000 yılı 4. çeyreğe kadardır. Döviz kurlarındaki kısa dönemli hareketlerin tahmin edilebilmesi için faiz farkları az kullanılır. Faiz farkları, uzun dönemde bile, döviz kurlarında gözlenen değişimin sadece küçük bir oranını açıklamaktadır.

Christensen¹⁶⁴, yaptığı çalışmada McCallum'un çalışmalarını tekrar test etmiştir. McCallum, Korunmasız Faiz Oranı Paritesi (KFOP)'yi reddeden eski ampirik çalışmaları çözmek için politik davranış özelliklerini tanıtmıştır. McCallum tarafından geliştirilen veri setine son 8 yılı da ilave etmiştir. Veri seti 1978 Ocak ayından başlayıp 1999 Mart ayında bitmiştir. Çoğu durumda (KFOP) kuramının mevcut veri setiyle desteklendiği görülmüştür. Fakat McCallum tarafından önerilen (KFOP) özellikleri ile mevcut sonuçların tutarsız olduğu ortaya çıktı.

¹⁶² Chinn, Menzie D., Meredith, Guy., "Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity" IMF Staff Papers, 51-3, 2004, s. 409-430

¹⁶³ Chinn, Menzie D., Meredith, Guy., "Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long Horizons during the Post-Bretton Woods Era", NBER Working Paper, No: 11077, 2005, s. 1-28

¹⁶⁴ Christensen, Michael., "Uncovered interest parity and policy behavior: new evidence", Economics Letters, 69, 2000, s. 81-87

Chung ve Crowder¹⁶⁵, reel faiz oranlarının uluslararası olarak eşit olup olmadığını test etmişlerdir. Çoklu birim kök testleri kullanılmıştır. 1960 Ocak-1996 Nisan dönemi için reel faizlerin eşitliğinde 5 endüstrileşmiş ülke için tatmin edici sonuç bulunamamıştır. Sonra tek tek her ülke için test yapılmış ve (KFOP)'yi açıklamada yetersiz kalmıştır.

Cuestas ve Harrison¹⁶⁶, 12 Orta ve Doğu Avrupa ülkesinde, reel faiz oranı (RIP)¹⁶⁷ paritesini test etmişlerdir. Perron ve Kapetanios birim kök testleri ayrı ayrı test edilmiştir. Veriler 1994 Ocak ayından 2007 Aralık ayına kadardır. Sonuçlar 3 ülke hariç (RIP)'yi desteklemektedir.

¹⁶⁵ Chung, S. Young., Crowder, William J.,'' Uncovered interest parity and policy behavior: new evidence'', Southern Economic Journal;, 71-2, 2004, s. 441-458

¹⁶⁶ Cuestas, Juan Carlos., Harrison, Barry.,'' Further Evidence on the Real Interest Rate Parity Hypothesis in Central and East European Countries: Unit Roots and Nonlinearities'', Emerging Markets Finance & Trade, Vol:46, No:6, 2010, s. 22-39

¹⁶⁷ **Reel Faiz Oranı (RIP)**, bileşik (nominal) faizden, enflasyonun etkilerinin çıkarılması sonucu çıkan faiz oranıdır. Reel faizin (r) bileşik faiz (i) ve enflasyon oranı (f) ile ilişkisi şöyledir: $r = (1 + i) / (1 + f) - 1$ Enflasyonun şişirici, deflasyonun küçültücü etkilerinden basit bir matematiksel işleme arındırılmış gerçek faiz oranıdır.

ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARININ TEST EDİLMESİ İÇİN YAPILAN ARAŞTIRMADA KULLANILAN İSTATİSTİKİ YÖNTEMLER

Bu çalışmada, Satınalma Gücü Paritesi'nin, Fisher Etkisi'nin, Uluslararası Fisher Etkisi'nin (Korunmasız Faiz Oranı Paritesi'nin) ve Faiz Oranı Paritesi kuramlarının, Kırılgan Beşli (KB) ülkelerinde 1996-2013 yılları arasında geçerliliklerinin test edilmesi amaçlanmaktadır. Ülkelerin döviz piyasalarındaki vadeli (forward) döviz kurlarına ulaşamadığından, Faiz Oranı Paritesi (FOP) test edilememiştir. Bu nedenle, ülkeler arasında para piyasaları ile döviz piyasaları (vadeli döviz piyasaları) arasında denge durumunun bulunup bulunmadığına ilişkin; dolayısıyla "korunmalı faiz arbitrajı" olanağının olup olmadığına ilişkin bir tespitte bulunulamamıştır.

Satınalma Gücü Paritesi için, reel döviz kurlarında, nominal döviz kurlarında ve enflasyon oranlarında durağanlık araştırması ve ARDL Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modeller - Sınır Testi Yaklaşımı yapılmalıdır. Bunun için zaman serilerinde durağanlık kavramı ve ARDL Sınır Testi açıklanmalıdır.

Fisher Etkisi için, faiz oranları ve enflasyon oranları için durağanlık araştırması ve ARDL Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modeller - Sınır Testi Yaklaşımı yapılmalıdır.

Uluslararası Fisher Etkisi (Korunmasız Faiz Oranı Paritesi - (UFE)) ise, Nonparametrik Regresyon Analizi yöntemiyle test edilecektir. Bunun için Parametrik Olmayan Basit Doğrusal Regresyon Analizi açıklanmalıdır.

5.1. Zaman Serilerinde Durağanlık Kavramı (Stationary Time Series)

İlgilenilen bir büyüklüğün zaman içinde sıralanmış ölçümlerinin kümesine "zaman serileri" adı verilir ve $\{X_t\}$ olarak gösterilir.¹⁶⁸ Zaman serileri, aylık, yıllık, dönemlik

¹⁶⁸ Newbold, Paul., İşletme ve İktisat için İstatistik, Ümit Şenesen (çev.), 4. Basım, İstanbul: Literatür Yayınları, 2000, s. 761. Ayrıca; Jonathan Cryer, Time Series Analysis, 1. Basım, Boston: Duxbury Press, 1986, s. 46.

ve haftalık olabilir. Ayrıca sabit, artan, azalan ve dalgalı olmak üzere dört çeşidi olan zaman serilerini, yıllar itibariyle devamlı artan, devamlı azalan seriler oluşturur.¹⁶⁹

Zaman serilerinin değerleri tam anlamıyla bir matematiksel fonksiyon ile hesaplanabiliyorsa bu tür serilere “deterministik” seriler; zaman serilerinin değerleri tam anlamıyla ölçülemiyorsa bu tür serilere de “stokhastik” zaman serileri denir. Stokhastik zaman serileri hata terimi içerdiğinden, matematiksel fonksiyonlar yardımı ile tam olarak ölçülmesi mümkün değildir.

Stokhastik zaman serilerine çeşitli istatistiksel modellerin uygulanabilmesi için en önemli varsayım, serinin durağanlık şartıdır. Durağanlık; kuvvetli ve zayıf durağanlık olmak üzere iki çeşittir. (X_t) serisinde $X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tn}$ serisine ait dağılım $X_{t1-k}, X_{t2-k}, \dots, X_{tn-k}$ serisine ait dağılıma eşit ise (X_t) serisine kuvvetli durağan seri denir. (X_t) serisinin zayıf durağan olması için şu varsayımları sağlaması gerekir:

1. Seriyeye ait ortalama sabit, yani $E(X_t) = \mu$ ve
2. $Cov(X_t, X_{t-k}) = Cov(X_0, X_k)$ olması gerekir.

Şayet bu varsayımlar sağlanmıyorsa bu tip serilere durağan olmayan seriler denir. Durağan olmayan serileri durağan hale getirmek için bazı matematiksel dönüşümler kullanılır. Bunlardan en çok kullanılan ise “farkalma” yöntemidir. Örneğin (X_t) serisi durağan olmayan bir seri ise,

1.dereceden farkı $\Delta X_1 = X_1 - X_{t-1}$

2.dereceden farkı $\Delta \Delta X_1 = \Delta (X_1 - X_{t-1}) = X_1 - 2X_{t-1} + X_{t-2}$

3.dereceden farkı $\Delta \Delta \Delta X_1 = \Delta (X_1 - 2X_{t-1} + X_{t-2}) = X_1 - 3X_{t-1} + 3X_{t-2} - X_{t-3}$

¹⁶⁹ Akın, Fahamet., Sosyal Bilimlerde İstatistik, 1.Basım, Bursa: Ekin Kitabevi, 2002, s. 10, Ayrıca; Filiz Çakır, Sosyal Bilimlerde İstatistik, 1. Basım, İstanbul: Alfa Yayınları, 2000, s. 149.

formülleriyle durağan yapılabilmektedir. Eğer bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman boyunca sabit kalıyorsa, serinin durağan olduğu söylenebilir.

5.1.1. Durağanlığın Test Edilmesi

Zaman serilerinde iki farklı değişken arasında istatistiki açıdan anlamlı bir ilişki olduğu iddia edildiğinde, bu ilişkinin gerçek mi yoksa sahte mi olduğuna karar vermek gerekir. Bunun için uygulanan yöntem, birim kök testidir. Yapılan test sonuçlarına göre serilerin her ikisinde aynı dereceden durağan çıkıyorsa aralarındaki ilişki gerçektir.

Durağanlığın test edilmesinde genel olarak üç yöntem vardır; Grafiksel Analiz Testi, Korelogram Testi ve Birim Kök Testi. Bunlar arasında en çok kullanılanı birim kök testleridir. Birim kök araştırması için, Dickey- Fuller (DF), Augmented Dickey – Fuller Testi (ADF), Philips- Perron testi, Sims testi, Varyans Oran testleri, KPSS testleri (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin) kullanılmaktadır. Bu çalışmada kullanılan Augmented Dickey – Fuller testidir.¹⁷⁰

5.1.2. Augmented Dickey –Fuller Testi (ADF)

Seri durağan olmadığında ortalamadan uzaklaşır ve birim kök içerir. Augmented Dickey –Fuller Testi (ADF), bu çalışmada birim kök testi olarak kullanılmıştır.

DF testi için aşağıdaki modeller kullanılmaktadır:¹⁷¹

- 1) $\Delta X_t = \beta X_{t-1} + u_t$ (Sabit terim ve trend yok ise)
- 2) $\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + u_t$ (Sabit terim var ancak trend yok ise)
- 3) $\Delta X_t = \alpha + \beta X_{t-1} + \theta t + u_t$ (Sabit terim ve trend var ise)

H_0 ve H_1 kuramlerimiz aşağıdaki gibi olacaktır.

¹⁷⁰ (Çevrimiçi) www.deu.edu.tr/userweb/s.ucdogruk/.../zamanserilerison.ppt

¹⁷¹ Tarı, Recep, Ekonometri, Alfa Yayınevi, İstanbul.1999

$H_0: \beta = 0$ seri durağan değildir. (seri birim köke sahiptir)

$H_1: \beta < 0$ seri durağandır. (seri birim köke sahip değildir)

Dickey ve Fuller, 1981 yılında önceki çalışmalarını biraz daha genişleterek Genelleştirilmiş Dickey –Fuller (ADF) testini geliştirmişlerdir. ADF testi için aşağıdaki model kullanılmaktadır:¹⁷²

$$\Delta X_t = \alpha + (\rho - 1) X_{t-1} + \sum \gamma_i \Delta X_{t-1} + v_t \quad (\rho - 1) = \beta \text{ dir.}$$

5.2. Uzun Dönem Denge Modelleri (Long-Run Equilibrium Models)

Uzun dönem denge modelleri olarak, En Küçük Kareler Yöntemi (Ordinary Least Squares - OLS), Dinamik En Küçük Kareler Yöntemi (Dynamic Ordinary Least Squares - DOLS), Engle ve Granger Eşbütünleşme Testi, Johansen Eşbütünleşme Testleri (Multivariate Maximum Likelihood Procedure of Johansen - JOH-ML) ve Bounds Sınır Testleri (Autoregressive Distributed Lag Model - ARDL) kullanılmaktadır. Bu çalışmada kullanılan Autoregressive Distributed Lag Model'dir.¹⁷³

5.2.1. ARDL Gecikmesi Dağıtılmış Otoregresif Modeller - Sınır Testi Yaklaşımı (Autoregressive Distributed Lag Model - Bounds Test for Cointegration)

Ekonomi verilerinden oluşan zaman serileri genellikle durağan olmayan serilerdir. Durağan olmayan zaman serileri birim kök içermelerinden dolayı bu tür değişkenlerle kurulan regresyon modellerinde sahte regresyon sorunu ile karşılaşmaktadır.¹⁷⁴ Bu nedenle regresyon analizlerinde durağan olmayan serilerin kullanılamaz. Bu yüzden serilerin farklarının alınmasıyla durağanlığın oluşması

¹⁷² Dickey, David A., Fuller, Wayne A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Econometrica*, Vol.49, No.4, July 1981, s.1057-1072

¹⁷³ Tarı, Recep, *Ekonometri*, Alfa Yayınevi, İstanbul.1999

¹⁷⁴ Hepsağ, Aycan., "Türkiye'de Enflasyon İle İşsizlik Arasındaki İlişkinin Analizi: Sınır Testi Yaklaşımı", *İktisat Fakültesi Mecmuası*, Cilt 59, No.1, 2009, s.169-190

gerekmektedir. Fakat her hangi bir zaman serisinin farkının alınması o seriye ait uzun dönemli bilgilerin yokolmasına neden olmaktadır. Sahte regresyon ve serilerin farklarının alınması neticesi uzun dönemli bilgi kayıpları sorununa çözüm olarak ekonometrik literatürde eşbütünleşme analizi veya eş-bütünleşme analizi olarak ifade edilen analizler önerilmiştir. Ekonomi verilerinden oluşan zaman serileri arasında kısa ve uzun dönemli ilişkilerin ve nedenselliğin araştırılması için eşbütünleşme analizleri ve hata düzeltme modelleri yapılmaktadır.

Eş-bütünleşme analizleri arasında yazındaki ilk yaklaşım Engle ve Granger¹⁷⁵ tarafından yapılmıştır. Bu yaklaşımda, düzey değerlerinde durağan olmayan ancak birinci mertebeden farkının alınmasıyla durağan hale gelen serilerin regresyon analizi çerçevesinde eşbütünleşme analizi yapılabilmektedir. Fakat bu yöntemde iktisadi değişkenler için tek bir eşbütünleşik vektör ortaya çıkmaktadır. İktisadi değişkenler arasında eşbütünleşik vektör sayısının birden fazla olması halinde Engle ve Granger eşbütünleşme analizi kullanışlı olmamaktadır.

Engle ve Granger tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizi belirtilen eksik yönleri dikkate alınarak Johansen¹⁷⁶ ve Johansen ve Juselius¹⁷⁷ tarafından VAR yönteminden hareketle serilerin farkı alındığında aynı mertebeden durağan hale gelmesi koşulunda Engle ve Granger tarafından geliştirilen analize alternatif bir analiz ortaya çıkarmışlardır. Johansen ve Johansen ve Juselius tarafından geliştirilen eşbütünleşme analizi sayesinde, Engle ve Granger eşbütünleşme analizinde var olan eksikliklerden biri giderilmiştir ve iktisadi değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşik vektör elde edilebilmiştir. Engle ve Granger, Johansen, Johansen ve Juselius tarafından gerçekleştirilen eşbütünleşme testleri için tüm serilerin düzeyde durağan olmamaları ve aynı derecede farkı alındığında durağan hale gelmeleri gerekir.¹⁷⁸ Bu yüzden adı

¹⁷⁵ Engle, R ve Granger, C.W.J(1987) “Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing” *Econometrica*, 55,251-276

¹⁷⁶ Johansen, Soren; , “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”, *Journal of Economic Dynamic Control*, 12 (1), 1988, s. 231-254

¹⁷⁷ Johansen, Soren., Juselius, Katerina., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, *Oxf. Bull. Econ. Stat.*, 52(2), 1990, s.169-210.

¹⁷⁸ Erbaykal, E., Ertuğrul H. M., “Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 8(1), 2007, s. 72–80.

geçen eşbütünleşme analizlerini uygulanmadan önce iktisadi değişkenlerin bütünleşme mertebelerinin başka bir ifadeyle kaçınıcı mertebede durağan olduklarının belirlenmesi amacıyla birim kök testleri yapılmalıdır. Özellikle kullanılan birim kök testi gücünün zayıf olduğu durumlarda birim kök ve eşbütünleşme analizleri için yapılan ön testler şüpheli sonuçlar vermekte ve iktisadi değişkeninin bir veya daha fazla birim kök içermesi halinde test istatistiklerinin dağılım fonksiyonları değişiklik göstermektedir¹⁷⁹

İktisadi değişkenler arasındaki olası uzun dönem ilişkilerinin araştırılmasında yazında kullanılan diğer bir analiz yöntemi ise Pesaran vd. tarafından geliştirilmiş olan “Sınır Testi” yaklaşımıdır. Sınır testi yaklaşımın diğer eşbütünleşme yöntemlerine göre bir takım faydaları bulunmaktadır. Sınır testinin en önemli faydası, bu testte kullanılan değişkenlerin karşılıklı olarak eşbütünleşik olduğuna bakılmamasıdır. Sınır testi, değişkenlerin bütünleşme mertebelerinin ön testine bağlı değildir. Bu yüzden değişkenlere ait entegre mertebelerin ön testinde karşılaşılan belirsizlikleri de ortadan kaldırmaktadır.¹⁸⁰ Sınır testinin diğer bir faydası ise gözlem sayısının az olduğu durumlarda da bu testin kullanılabilmesidir.

Sınır testi, Gecikmesi Dağıtılmış Otoresif Modeller (ARDL) kullanılarak uygulanabilmektedir. ARDL yaklaşımında ilk olarak Kısıtsız Hata Düzeltme Modeli - KHDM (UECM - Unrestricted Error Correction Model) olarak adlandırılan ve değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığını sınavan model kurulmaktadır. Kurulan bu model yardımıyla analizde kullanılan değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı ortaya çıkabilmektedir.

ARDL yaklaşımında kurulan Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin (UECM) çalışmaya uyarlanmış şekli aşağıda verilmiştir.

¹⁷⁹ Pesaran, M. Shin, H., Y., Smith, R. J., “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 2001, s. 289–326.

¹⁸⁰ Narayan, P. K., Narayan, S., “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”, *Economic Modeling*, 22, 2004, s. 423–438.

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \alpha_5 trend + \varepsilon_t \quad (2)$$

Yukarıda ki 1 ve 2 no'lu KHDM modelleri arasındaki tek fark, 2 no'lu denklem ile gösterilen kısıtsız hata düzeltme modelinde trend değişkeninin bulunmasıdır. ARDL kuramında KHDM, trend değişkeninin bulunduğu veya trend değişkeninin bulunmadığı modeller kullanılarak tahmin edilebilir. Söz konusu denklemlerde yer alan m değeri en uygun gecikme sayısını ifade etmektedir. Araştırmacı, gecikme sayısı olan m'nin belirlenmesinde öncelikle en yüksek gecikme sayısından başlar. Sonra 1 ve 2 no'lu denklemler En Küçük Kareler Yöntemi – EKK (Least Squares Method) ile tahmin edilir. Son olarak, modele ait gecikme uzunluğu olan m; AIC (Akaike Information Criteria), SC, FPE, HQ kriterleri dikkate alınarak belirlenir. Yalnız, belirlenen en uygun gecikme uzunluğunda modele ait hata terimlerinin birbiriyle ilişkili olmaması gerekir yani modelde otokorelasyon sorunu olmamalıdır. ARDL modellerinde otokorelasyon sorununun varlığını araştırmak için sadece Serisel Korelasyon LM Testi (Breusch - Godfrey) kullanılabilir. Çünkü, modelde otoregresif unsur yer almaktadır.

Sınır testinde değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı yani değişkenlerin eşbütünleşik olup olmadıklarının araştırılması, 1 ve 2 no'lu denklemde yer alan π_{t-1} ve $\frac{1}{u_{t-1}}$ değişkenlerinin katsayılarına sıfır kısıtı getirilerek aynı anda sıfırdan farklı olup olmadıklarının testi ile olmaktadır. $H_0: \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ kuramı, F testi ile sınanmakta ve hesaplanan F istatistik değeri, Pesaran vd. tarafından hazırlanan, alt ve üst sınırı belli olan tablo değerleri ile karşılaştırılmaktadır. Hesaplanan F istatistik değerinin, alt sınır değerinden küçük olması halinde sıfır kuramı kabul edilir. Sıfır

kuramının kabul edilmesi, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur demektir.

Hesaplanan F istatistik değerinin, alt ve üst sınır değerleri arasında kalması durumunda ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı hakkında kesin bir karar verilemez. Hesaplanan F istatistik değerinin, üst sınır değerinden büyük olması durumunda sıfır kurami reddedilir. Yani, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

Sınır testi yaklaşımı, çalışmada kullanılan iktisadi değişkenlerin bütünleşme mertebelerini dikkate almadan çalışır. $I(0)$ ¹⁸¹ ve $I(1)$ ¹⁸² değişkenlerinin bir arada kullanılabilmesine ve bu şekilde değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığının sınıanmasına imkân verir. Ancak Sınır testi yaklaşımının uygulanabilmesi için çalışmada kullanılan değişkenler arasında ikinci mertebeden durağan bir serinin yani $I(2)$ 'nin yer almaması gerekir. $I(2)$ 'nin varlığı durumunda hesaplanan F istatistikleri geçersiz olmaktadır.¹⁸³ Bu nedenle çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık mertebelerinin $I(2)$ ¹⁸⁴ veya $I(2)$ 'den daha büyük olmadığından emin olmak için birim kök testlerinin yapılması gerekmektedir. Bu çalışmada, durağanlık mertebelerinin belirlenmesinde ADF testi kullanılmıştır.

5.3. Regresyon Analizi

Bağımlı bir değişkenle, bir ya da daha çok bağımsız değişken arasındaki ilişkinin fonksiyon oluşturmasına ‘‘Regresyon Analizi’’ denir. İlişkiden ortaya çıkan fonksiyona ise regresyon denklemi denmektedir.¹⁸⁵. Regresyon analizi için parametrik ve parametrik olmayan (Non-parametrik) olmak üzere iki türlü yaklaşım bulunmaktadır.

¹⁸¹ $I(0)$: Serinin düzey değeridir.

¹⁸² $I(1)$: Serinin birinci farklarının değeridir.

¹⁸³ Fosu, A. E., Magnus, F. J., ‘‘Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships’’, American Journal of Applied Sciences, 3 (11), 2006. s.2079 – 2085.

¹⁸⁴ $I(2)$: Serinin ikinci farklarının değeridir.

¹⁸⁵ Orhunbilge, N., ‘‘Uygulamalı Regresyon ve Korelasyon Analizi’’, 2.Baskı, İstanbul, s.12

5.3.1. Non-parametrik Regresyon Analizi

Regresyon analizi; bağımsız değişken (X_i) ile bağımlı değişken Y_i arasındaki genel ilişkiyi belirlerken koşullu beklenti fonksiyonunu $m(x) = E(Y \mid X = x)$ tahmin etmektedir. Bunun için aşağıdaki formül kullanılabilir.¹⁸⁶

$$Y_i = m(X_i) + \epsilon_i \quad i = 1, \dots, n$$

Bu formülde $m(X)$, matematiksel bir fonksiyondur. Birçok durumda kuram, $m(X)$ 'in biçimi hakkında sınırlama getirmez, yani $m(X)$ 'in doğrusal, kuadratik ya da üstel olup olmadığı hakkında bir varsayımda bulunmaz.

Bağımsız tesadüfi hata terimleri (ϵ_i) ise, aşağıdaki şartları sağlamaktadır.

$$E(\epsilon_i \mid X_i) = 0$$

$$\text{Var}(\epsilon_i \mid X_i = x) = \sigma^2$$

Non-parametrik regresyonun güçlü varsayımlarda bulunmaması ve sabit parametrik bir modele bağlı kalmaması, zayıf yönleri olarak görülmektedir. Ancak iki değişken arasında var olan ilişkinin açıklanmasında esneklik sağlaması ve ardışık X değerleri arasında enterpolasyon yapması ve kayıp gözlemlerin yerine konulması için esnek yöntemler bulması gibi avantajları vardır¹⁸⁷

Parametrik regresyon analizinde, biçimi önceden belirlenmiş modelin parametreleri tahmin edilirken, Non-parametrik regresyon analizinde ise amaç, regresyon fonksiyonu olan $m(x)$ 'i doğrudan tahmin etmektir. Ayrıca Non-parametrik regresyon için model belirlenirken bilinmeyen regresyon eğrisini içeren uygun fonksiyon uzayı seçilmekte ve bu seçim yapılırken regresyon fonksiyonunun süreklilik ve

¹⁸⁶ Tezcan, Nuray., "Parametrik Olmayan regresyon Analizi", Atatürk Ü. İİBF Dergisi, 10. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Özel Sayısı, 2011, s. 341-352

¹⁸⁷ Hardle, W, L, O., "Applied Nonparametric Methods, Cowles Foundation Discussion Paper" 1069, 1994, s.4

türevlenebilme gibi düzgünlük özelliklerine sahip olduğu noktasından hareket edilmektedir¹⁸⁸

Yazında aykırı gözlemlerin etkilerini farklı biçimlerde ele alan güçlü (robust) parametrik yöntemler vardır. Ancak, aykırı gözlemlerden dolayı parametreler bozulduğu için bu güçlü yöntemler bile uygun çözümler üretemeyebilir ve verinin gerçek yapısı modele yansıtılamaz. Bu durumda Non-parametrik regresyon, farklı açılımlar sağlamaktadır.¹⁸⁹

Non-parametrik regresyonun, parametrik regresyona göre artan işlem sayısı ile işlemlerin karmaşıklığı ve bazı durumlarda elde edilen sonuçların açıklanmasındaki zorluk bunlardan bazılarıdır.¹⁹⁰ Ayrıca parametrik olmayan regresyonda, yakın gözlemlerin incelenmesi sayesinde değişkenler arasındaki ilişki ortaya çıkabildiğinden, çok fazla sayıda veriye ihtiyaç duyulmaktadır.¹⁹¹

Birçok parametrik tahminleyen için risk ya da tahminin beklenen hata karesi (expected squared error of estimation) n^{-1} oranında sıfıra doğru yaklaşır. Parametrik olmayan tahminleyenler için genellikle bu oran $\delta \in (0,1)$ olmak üzere $n^{-\delta}$ dir ve $m(x)$ 'in düzgünlüğüne bağlıdır. Örnek olarak; eğer regresyon fonksiyonunun $m(x)$ iki kere türevi alınabilirse $n^{1/5}$ oranına sıkça rastlanır. Bundan dolayı, parametrik olmayan regresyon, parametrik regresyon ile karşılaştırıldığında etkinlik bakımından daha zayıftır. Eğer parametrik regresyon ile belirlenen fonksiyonun doğruluğundan şüphe ediliyorsa artık n^{-1} oranı geçerli değildir ve non-parametrik regresyon teknikleri daha iyi sonuç verirler.¹⁹²

¹⁸⁸ Eubank R, L., "Nonparametric Regression And Spline Smoothing", 2. Baskı, 1990, s.4

¹⁸⁹ Hardle, W. "Applied Nonparametric Regression", Cambridge University Press, 1990, s. 4-5

¹⁹⁰ Fox, J., "Nonparametric Simple Regression: Smoothing Scatterplots", Sage University Paper, 2000, No: 07-130, s.22

¹⁹¹ Yatchew, A., "Nonparametric Regression Techniques in Economics", Journal of Economic Literature, 36, 2, 1998, s. 672

¹⁹² Eubank R, L., "Nonparametric Regression And Spline Smoothing", 2. Baskı, 1990, s.4

6. KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ İÇİN ULUSLARARASI PARİTE KURAMLARININ GEÇERLİLİĞİNİN TEST EDİLMESİNE YÖNELİK ARAŞTIRMALAR VE ELDE EDİLEN BULGULAR

Bu çalışmada, Satınalma Gücü Paritesi, Fisher Etkisi, Uluslararası Fisher Etkisi (Korunmasız Faiz Oranı Paritesi) ayrı ayrı test edilmiştir. Vadeli (forward) kurlara ulaşılamadığından, Faiz Oranı Paritesi test edilememiştir.

Veriler, Kırılgan Beşli (KB) ülkelerinden Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye için 1996 yılı Mayıs ayından 2013 yılı Aralık ayına ait spot döviz kurları, nominal faiz oranları ve enflasyon oranlarının her ay gerçekleşen bir aylık ve bir yıllık verileri kullanılarak yapılmıştır.¹⁹³ Sadece Endonezya için nominal faiz oranlarına ait veriler, 1998 yılı Ocak ayından başlayarak, 2013 yılı Aralık ayına ait bir aylık ve bir yıllık verilerden oluşmaktadır. Bunun nedeni Endonezya için önceki döneme ait veri bulunamamasıdır.

İlgili ülke verileri; aylık olarak verilen Tüketici Fiyat Endeksi'leri (TÜFE), bir yıllık Devlet İç Borçlanma Senetleri (DİBS)'lerin faiz oranları ve bir aylık \$'a karşı fiyatlanmış spot döviz kurlarıdır.

(SGP) açısından, her ülke için, ayrıca her ülkenin Türkiye ile olan ilişkilerini ortaya koyabilmek için iki farklı çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar şöyledir:

- 1) Kırılgan Beşli'nin (SGP) açısından ABD bazlı analizleri yapılmıştır.
- 2) Türkiye'nin diğer Kırılgan Beşli ülkeleriyle (SGP) açısından ilişkileri analiz edilmiştir.

¹⁹³ Veriler, ABD St. Louis Federal Reserve Bank'tan temin edilmiştir. (Çevrimiçi) <http://research.stlouisfed.org/fred2/> Erişim Tarihi: 30 Ağustos 2014

6.1. Ülkelerde Satınalma Gücü Paritesi'nin (SGP) Geçerliliğinin Test Edilmesi

Yapılan analizlerde ilgili kuramları açıklayan formüllerden “yaklaşık formül” ile istatistik modeller oluşturulmuştur.

Bilindiği üzere, (SGP)'nin hesaplanmasında belli bir dönem için aşağıdaki formül kullanılır.¹⁹⁴

$$\frac{1 + i_h}{1 + i_f} = \frac{e_1}{e_0}$$

Bu formülde,

i_f : Yabancı paranın enflasyon oranı

i_h : Yerel paranın enflasyon oranı

e_0 : 0. dönemdeki spot döviz kuru

e_1 : 1. dönemdeki spot döviz kurudur.

Bilindiği üzere, (SGP)'nin “yaklaşık formülü” şöyledir:

$$i_h - i_f = \frac{e_1 - e_0}{e_0}$$

Kırılgan Beşli ülkelerinde (SGP)'nin geçerliliğinin test edilmesi üç aşamalı olarak yapılmıştır. İlk aşamada her ülke için, ülke parasının \$'a karşı değerleri alınarak reel döviz kurlarında durağanlık araştırması yapılmıştır. Reel döviz kurları şayet durağan ise (SGP) geçerlidir.

Bu bağlamda ilk aşama için, (SGP)'nin “yaklaşık formülü” kullanılarak araştırmanın istatistik modeli şöyle oluşturulmuştur:

¹⁹⁴ Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

$$q = \ln e + \ln p^* - \ln p$$

Formülde;

q: reel döviz kuru,

e: nominal döviz kuru,

p*: ABD fiyat endeksi,

p: Yerel fiyat endeksidir.¹⁹⁵

(SGP)'nin testinde ikinci aşamada, her ülkenin aylık kurları alınmakla beraber TÜFE endeksleri farkları alınırken, ABD TÜFE endeksi, Kırılgan Beşli ülkelerinin TÜFE endeksine bölünmüştür. (SGP)'ye ilişkin ikinci aşama araştırmada serilerin durağanlığı araştırıldıktan sonra Sınır Testi için araştırmada kullanılan istatistik model şöyledir:

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta \pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \alpha_5 trend + \varepsilon_t \quad (2)$$

Üçüncü aşamada ise Türkiye'nin, diğer Kırılgan Beşli ülkeleriyle aralarında (SGP)'nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Araştırmada kullanılan istatistik model, ikinci aşamada kullanılan istatistiki modelle aynıdır.

¹⁹⁵ Alba, Joseph D., Papell David H., "Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests" The Journal of Developments Economics, 83, 2007, s. 240-251

6.1.1. Ülkelerin Reel Döviz Kurlarında (SGP) için Durağanlık Araştırmaları ve Sonuçları (1. Çalışma)

Reel döviz kuru, yabancı ülkelerde üretilen malların yurtiçinde üretilen mallar cinsinden göreceli fiyatını yansıtan ve uluslararası rekabeti ölçmek için yaygın olarak kullanılan bir ekonomik göstergedir. Reel döviz kuru, ekonomik birimlerin üretim ve tüketim kararlarının yurtiçinde ve yurtdışında üretilen mallar arasında dağılımını etkileyerek, cari işlemler dengesi üzerinde belirleyici bir rol oynamaktadır.¹⁹⁶

Reel döviz kurunun 1'e eşit olması ($q = 1$), Yerel para birimi cinsinden yurtdışı fiyat düzeyinin, yurtiçi fiyat düzeyine eşit olması demektir. Dolayısıyla bir birim Yerel paranın yurtdışı ve yurtiçindeki satınalma gücünün aynı olması demektir.

Bu araştırmada, reel döviz kurları aşağıdaki formül ile hesaplanmıştır.

$$q = \ln e + \ln p^* - \ln p$$

Formülde q : reel döviz kuru, e : nominal döviz kuru, p^* : ABD fiyat endeksi, p : Yerel fiyat endeksidir.¹⁹⁷

Bu modelin testi ile ilgili hipotezler şöyledir:

H_0 : Seri durağan değildir

H_1 : Seri durağandır.

H_0 reddedilirse, seri birim kök içermemektedir yani durağandır. Dolayısıyla Satınalma Gücü Paritesi (SGP) ilgili ülkede geçerlidir. H_0 reddedilemez ise serinin birim kök içerdiği kabul edilmektedir.¹⁹⁸ Dolayısıyla Satınalma Gücü Paritesi (SGP) ilgili ülkede geçerli değildir.

Bu modelde kullanılan veriler analize şu şekilde hazırlanmıştır ve dahil edilmiştir: Öncelikle, Reel Döviz Kurları'nın bulunması için 1996 yılı Mayıs ayından 2013 yılı

¹⁹⁶ İnandı, Ş., "Kısa vadeli sermaye hareketleri ile reel döviz kuru etkileşimi: Türkiye örneği" Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü, 2005, Ankara.

¹⁹⁷ Alba, Joseph D., Papell David H., "Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests" The Journal of Developments Economics, 83, 2007, s. 240-251

¹⁹⁸ Barışık, S., Demircioğlu E., "Türkiye'de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilite, İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001)", ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 2006, Cilt: 2, Sayı:3.

Aralık ayına ait aylık interbank satış spot döviz kurlarının logaritması alınıp, logaritması alınmış her ay yayınlanan ABD Tüketici Fiyat Endeksi'yle (CPI) toplanmıştır. Sonrasında, her Kırılgan Beşli ülkesi için logaritması alınmış her ay yayınlanan Tüketici Fiyat Endeksleri (CPI) çıkarılmıştır. Böylelikle her Kırılgan Beşli ülkesi için ayrı ayrı "Reel Döviz Kuru Serileri" elde edilmiştir.

Yapılan testler sonucunda elde edilen sonuçlar aşağıda tablolar halinde verilmiştir.

Tablo 13: Brezilya Reali Birim Kök Analizi Sonuçları

Null Hypothesis: BREZILYA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.016374	0.5886
Test critical values:	1% level	-4.002569
	5% level	-3.431471
	10% level	-3.139414

Tablo 10'da görüldüğü gibi Brezilya Reali için yapılan test sonucunda anlamlılık düzeyi 0,5886 bulunmuştur. Bu değer, dolayısıyla 0.10 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan H_0 kuramı reddedilememiştir. Bunun anlamı reel döviz kuru serisi birim köke sahiptir, durağan değildir. Dolayısıyla, Brezilya'da (SGP) geçerli değildir.

Tablo 14: Hindistan Rupisi Birim Kök Analizi Sonuçları

Null Hypothesis: HINDISTAN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.717697	0.2306
Test critical values:	1% level	-4.003449
	5% level	-3.431896
	10% level	-3.139664

Tablo 11'e göre Hindistan Rupisi için, anlamlılık düzeyi olan 0,2306, 0,10 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan H_0 kuramı reddedilememiştir. Dolayısıyla, Hindistan'da (SGP) geçerli değildir.

Tablo 15: Endonezya Rupiahı Birim Kök Analizi Sonuçları

Null Hypothesis: ENDONEZYA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.172127	0.0935
Test critical values:		
1% level	-4.010740	
5% level	-3.435413	
10% level	-3.141734	

Tablo 12'ye göre, Endonezya Rupiahı için H_0 kuramı reddedilmiştir. Reel döviz kuru serisi durağandır. Dolayısıyla, Endonezya'da (SGP) geçerlidir.

Tablo 16: Güney Afrika Reali Birim Kök Analizi Sonuçları

Null Hypothesis: GUNEYAFRIKA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.553704	0.3022
Test critical values:		
1% level	-4.003902	
5% level	-3.432115	
10% level	-3.139793	

Tablo 13'de görüldüğü gibi Güney Afrika Reali için anlamlılık düzeyi olan 0,3022, 0,10 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan H_0 kuramı reddedilememiştir. Dolayısıyla, Güney Afrika'da (SGP) geçerli değildir.

Tablo 17: Türk Lirası Birim Kök Analizi Sonuçları

Null Hypothesis: TURKIYE has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.694894	0.2399
Test critical values:		
1% level	-4.002786	
5% level	-3.431576	
10% level	-3.139475	

Tablo 14'de görüldüğü gibi Türkiye için yapılan ADF Birim Kök Testi sonucunda anlamlılık düzeyi olan 0,2399, 0,10 anlamlılık düzeyinden büyük olduğundan H_0 kuramı reddedilememiştir. Bunun anlamı reel döviz kuru serisi birim köke sahiptir, durağan değildir. Dolayısıyla, Türkiye'de (SGP) geçerli değildir.

6.1.2. Ülkeler için Sınır Testi Kullanılarak Yapılan Satınalma Gücü Paritesi (SGP) Araştırmaları ve Sonuçları (2. Çalışma)

Satınalma Gücü Paritesi (SGP) çalışmasının ikinci aşamasında, farklı istatistikî yöntemler uygulayarak Kırılğan Beşli ülkelerinde (SGP)'nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Kullanılan enflasyon oranı ve ülkenin parasının \$'a karşı olan döviz kuru değişkenlerinin durağanlık mertebelerinin $I(2)$ 'ye¹⁹⁹ eşit veya $I(2)$ 'den daha büyük olmadığından emin olmak için ADF birim kök testleri yapılmıştır. Ardından Sınır Testleri uygulanmıştır.

Sınır Testi için araştırmada kullanılan istatistik modeller şöyledir:

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \alpha_5 trend + \varepsilon_t \quad (2)$$

Çalışmanın ikinci aşamasında enflasyon oranları ile döviz kurları arasında uzun dönem ilişkinin varlığının, diğer bir ifadeyle bu iki serinin eşbütünleşik olup olmadıklarının sınanması amacıyla kısıtsız hata düzeltme modeli (UECM: Unrestricted Error Correction Model) tahmin edilmiştir.

¹⁹⁹ $I(2)$: Serinin ikinci farklarının değeridir.

6.1.2.1. Brezilya için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi

Tablo 18: Brezilya Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNBREZILYAKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.920109	0.6404
Test critical values:	1% level	-4.002569
	5% level	-3.431471
	10% level	-3.139414
Null Hypothesis: D(LNBREZILYAKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.174208	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576073
	5% level	-1.942353
	10% level	-1.615688

ADF Birim Kök Testi'nde, olasılık değerinin 0,05'den büyük olması H_0 kuramının reddedilememesi anlamına gelmektedir. Diğer bir deyişle, serinin birim köke sahip olduğu (durağan olmadığı yani serinin trendinin olduğu) görülmektedir. Tablo 15'de, Brezilya döviz kuru zaman serisinin I(0) düzeyinde durağan olmadığı ancak I(1) düzeyinde durağan olduğu anlaşılmaktadır. Tablo 16'da, Brezilya (CPI) zaman serisinin I(0) düzeyinde durağan olmadığı ancak I(1) düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Brezilya için her iki değişken de I(1) değişkenlerdir. Seriler birinci dereceden entegre olduklarından sınır testi yapmaya uygundur.

Kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde değişkenlere ait gözlemlerin aylık verilerden oluşması ve toplam gözlem sayısının dikkate alınması ile en büyük gecikme uzunluğu 12 olarak belirlenmiştir.²⁰⁰ Kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu AIC (Akaike Information Criteria) temel alınarak belirlenmeye çalışılmıştır. Belirlenen 12 gecikmeden geriye doğru tüm gecikmeler

²⁰⁰ **Gecikmenin Belirlenmesi:** Belirlenen 12 gecikmeden geriye doğru tüm gecikmeler için AIC kriterinin en küçük olduğu ve söz konusu gecikmede otokorelasyonun olmadığı gecikme, en uygun gecikme olarak tespit edilmektedir.

için AIC kriterinin en küçük olduğu ve söz konusu gecikmede otokorelasyonun olmadığı gecikme, en uygun gecikme olarak tespit edilmektedir.

Tablo 19: Brezilya (CPI)'nın Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNBREZILYAT(UFE) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.671992	0.7603
Test critical values:	1% level	-4.002569
	5% level	-3.431471
	10% level	-3.139414
Null Hypothesis: D(LNBREZILYAT(UFE)) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.377555	0.0000
Test critical values:	1% level	-3.461630
	5% level	-2.875195
	10% level	-2.574125

Tablo 20: Brezilya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının (SGP) için Belirlenmesi

Brezilya Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.522401	0.8394*
11	-3.547703	0.8895*
10	-3.559344	0.7063*
9	-3.564674	0.5270*
8	-3.588007	0.7609*
7	-3.604057	0.7666*
6	-3.623368	0.6560*
5	-3.647868	0.7657*
4	-3.665158	0.6272*
3	-3.636980	0.1336*
2	-3.658544	0.7805*
1	-3.644011	0.0114

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 17’de kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde en uygun gecikme uzunluğunun tespiti amacıyla hesaplanan AIC değerleri ve bu gecikme uzunluklarında otokorelasyonun varlığının sınanmasında kullanılan Breusch-Godfrey LM testi sonuçları verilmiştir. Tablo 17’de yer alan sonuçlardan hareketle enflasyon oranları ile döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması aşamasında kullanılması gereken kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir. Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde 1 ve 2 no’lu denklemler kullanılmış ancak 2 no’lu denklemde yer alan trend değişkeninin anlamsız olması nedeniyle kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde 1 no’lu model temel alınmıştır. Buna göre 1 no’lu model en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenen 4 gecikme dikkate alınarak enflasyon oranı ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla kısıtsız hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Enflasyon oranları ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla hesaplanan F istatistik değeri tablo 18’de gösterilmektedir.

Tablo 21: Brezilya için F Testinin (SGP) için Sonucu

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.894422	(2, 195)	0.1532
Chi-square	3.788845	2	0.1504

Pesaran vd.’den elde edilen alt sınır değeri 4,94 ve üst sınır değeri 5,73’dir. Tablo 18’de görüldüğü gibi F değeri 1,8944 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94’den küçük olduğundan Brezilya’da ilgili dönemde döviz kurlarıyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Diğer bir anlatımla, sınır testinden elde edilen sonuçlara dayanılarak enflasyon oranları ile döviz kurları arasında uzun dönemli ilişki bulunmadığını ifade eden $H_0 : \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ kurami reddedilememiştir. Sınır testi yaklaşımına göre tahmin edilen kısıtsız hata düzeltme modelinde regresyon sabitinin bulunduğu trend değişkeninin bulunmadığı durumdan hareketle hesaplanan F istatistik değerinin %5 anlamlılık seviyesinde alt sınır $I(0)$ ve üst sınır $I(1)$ değerlerinden küçük olmasından dolayı enflasyon ve döviz kurları serilerinin

eşbütünlük olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu yüzden (SGP) kuramı, Brezilya için geçerli değildir.

6.1.2.2. Hindistan için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi

Tablo 22: Hindistan Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNHINDISTANKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.240837	0.4640
Test critical values:		
1% level	-4.003449	
5% level	-3.431896	
10% level	-3.139664	
Null Hypothesis: D(LNHINDISTANKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.196077	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.576291	
5% level	-1.942383	
10% level	-1.615669	

Tablo 23: Hindistan (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNHINDISTANT(UFE) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.066499	0.9309
Test critical values:		
1% level	-4.004836	
5% level	-3.432566	
10% level	-3.140059	
Null Hypothesis: D(LNHINDISTANT(UFE)) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.854616	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.576020	
5% level	-1.942346	
10% level	-1.615693	

Bu bölümde Hindistan, (SGP)'nin 2. Çalışma yöntemiyle test edilmiştir. Tablo 19'da ve Tablo 20'de görüldüğü gibi seriler birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar.

Tablo 24: Hindistan'a ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının (SGP) için Belirlenmesi

Hindistan Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-5.313287	0.1830*
11	-5.336345	0.2188*
10	-5.331492	0.1046*
9	-5.356690	0.1848*
8	-5.374344	0.7850*
7	-5.387213	0.4513*
6	-5.410111	0.4977*
5	-5.406520	0.1526*
4	-5.387399	0.0757*
3	-5.403457	0.1381*
2	-5.370555	0.0328
1	-5.383723	0.1768*

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 21'de kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde en uygun gecikme uzunluğu 6 olarak belirlenmiştir. Enflasyon oranları ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla hesaplanan F istatistik değeri Tablo 22'de gösterilmiştir.

Tablo 25: Hindistan için F Testinin (SGP) için Sonucu

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.484670	(2, 189)	0.0125
Chi-square	8.969341	2	0.0113

Pesaran vd.'den elde edilen alt sınır değeri 4,94 ve üst sınır değeri 5,73'dür. Tablo 22'de görüldüğü gibi F değeri 4,484670 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri

olan 4,94'den küçük olduğundan Hindistan'da ilgili dönemde döviz kurlarıyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Bu yüzden PPP kuramı, Hindistan için geçerli değildir.

6.1.2.3. Endonezya için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi

Bu bölümde Endonezya, (SGP)'nin 2. Çalışma yöntemiyle test edilmiştir. Tablo 23 ve Tablo 24'de görüldüğü gibi, Endonezya'ya ait her iki seri için sınır testi yapılabilmektedir.

Tablo 26: Endonezya Döviz Kuru Düzey Değerleri ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNENDONEZYAKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.770190	0.0204
Test critical values:	1% level	-4.010740
	5% level	-3.435413
	10% level	-3.141734

Tablo 27: Endonezya (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNENDONEZYAT(UFE) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 8 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.187154	0.4935
Test critical values:	1% level	-4.008987
	5% level	-3.434569
	10% level	-3.141237
Null Hypothesis: D(LNENDONEZYAT(UFE)) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.078209	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.577190
	5% level	-1.942508
	10% level	-1.615589

Tablo 25’de yer alan sonuçlardan hareketle enflasyon oranları ile döviz kurları arasında eşbütünleşme ilişkisinin araştırılması aşamasında kullanılması gereken kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir.

Tablo 28: Endonezya’ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının (SGP) için Belirlenmesi

Endonezya Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.370881	0.0008
11	-3.398366	0.0069
10	-3.417169	0.0187
9	-3.427598	0.0135
8	-3.295465	0.0000
7	-3.190630	0.0000
6	-3.213919	0.0003
5	-3.199802	0.0000
4	-2.962325	0.0000
3	-2.806955	0.0000
2	-2.771038	0.3916*
1	-2.778013	0.5850*

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 29: Endonezya için F Testinin (SGP) için Sonucu

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.89768	(2, 184)	0.0000
Chi-square	27.79536	2	0.0000

Tablo 26’da F istatistik değeri, üst sınır değerinden yüksek olduğundan, PPP kuramı Endonezya için geçerlidir denilebilir.

6.1.2.4. Güney Afrika için (SGP)’nin Geçerliliğinin Test Edilmesi

Bu bölümde Güney Afrika, (SGP)’nin 2. Aşama yöntemiyle test edilmiştir. Tablo 27’de, Güney Afrika döviz kuru zaman serisinin $I(0)$ düzeyinde durağan olmadığı ancak $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Tablo 28’de, Güney Afrika

(CPI) zaman serisinin $I(0)$ düzeyinde durağan olmadığı ancak $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 30: Güney Afrika Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNGAFRIKAKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.298160	0.4327
Test critical values:	1% level	-4.002354
	5% level	-3.431368
	10% level	-3.139353
Null Hypothesis: D(LNGAFRIKAKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 0 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-10.67324	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576020
	5% level	-1.942346
	10% level	-1.615693

Tablo 31: Güney Afrika (CPI)'nin Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNGAFRIKAT(UFE) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.234529	0.4675
Test critical values:	1% level	-4.003005
	5% level	-3.431682
	10% level	-3.139538
Null Hypothesis: D(LNGAFRIKAT(UFE)) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.704498	0.0003
Test critical values:	1% level	-2.576181
	5% level	-1.942368
	10% level	-1.615679

Tablo 32: Güney Afrika'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının (SGP) için Belirlenmesi

Güney Afrika Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.592516	0.1322*
11	-3.617254	0.5372*
10	-3.636598	0.4032*
9	-3.660737	0.7054*
8	-3.677363	0.5140*
7	-3.663465	0.0466
6	-3.663214	0.1123*
5	-3.667647	0.0398
4	-3.690672	0.1759*
3	-3.710467	0.9812*
2	-3.723394	0.3782*
1	-3.740015	0.3504*

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 29'da kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak bulunmuştur.²⁰¹

Tablo 33: Güney Afrika için F Testinin (SGP) için Sonucu

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.589013	(2, 204)	0.0776
Chi-square	5.178027	2	0.0751

Tablo 30'da görüldüğü gibi F değeri 2,589013 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94'den küçük olduğundan Güney Afrika'da ilgili dönemde döviz kurlarıyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Bu yüzden PPP kuramı, Güney Afrika için geçerli değildir denilebilir.

²⁰¹ Bu bölümde Hindistan, (SGP)'nin 2. Aşama yöntemiyle test edilmiştir. Tablo 19'da ve Tablo 20'de görüldüğü gibi seriler birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar.

6.1.2.5. Türkiye için (SGP)'nin Geçerliliğinin Test Edilmesi

Bu bölümde Türkiye, (SGP)'nin 2. Aşama yöntemiyle test edilmiştir. Serilerde durağanlık seviyelerinin bulunması amacıyla Tablo 31 ve Tablo 32'de ADF Birim Kök Testi yapılmıştır. Seriler sıfırcı ve birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar.

Tablo 34: Türkiye Döviz Kuru Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNTURKIYEKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.015653	0.1304
Test critical values:	1% level	-4.002786
	5% level	-3.431576
	10% level	-3.139475
Null Hypothesis: D(LNTURKIYEKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.508634	0.0005
Test critical values:	1% level	-2.576291
	5% level	-1.942383
	10% level	-1.615669

Tablo 35: Türkiye (CPI)'nin Düzey Değerleri ADF Birim Kök Testleri (SGP) için Sonuçları

Null Hypothesis: LNTURKIYET(UFE) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.464778	0.0461
Test critical values:	1% level	-4.004599
	5% level	-3.432452
	10% level	-3.139991

Tablo 33'de Sınır Testi için en uygun gecikme uzunluğu 4 olarak belirlenmiştir

F istatistik değeri tablo 34’de gösterilmektedir. Tablo 34’de görüldüğü gibi F değeri 3,227439 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94’den küçük olduğundan Türkiye’de ilgili dönemde döviz kurlarıyla enflasyon arasında eşbütünlük ilişkisi yoktur. Dolayısıyla PPP kuramı, Türkiye için geçerli değildir.

Tablo 36: Türkiye’ye ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının (SGP) için Belirlenmesi

Türkiye Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.745961	0.2303*
11	-3.751733	0.4249*
10	-3.768335	0.2522*
9	-3.790119	0.1747*
8	-3.795376	0.7044*
7	-3.804557	0.8504*
6	-3.815682	0.6833*
5	-3.832000	0.6962*
4	-3.847596	0.2575*
3	-3.841643	0.5163*
2	-3.845593	0.0354
1	-3.827910	0.0035

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 37: Türkiye için F Testinin (SGP) için Sonucu

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	3.227439	(2, 195)	0.0418
Chi-square	6.454878	2	0.0397

6.1.3. Kırılğan Beşli Ülkeleri ve Türkiye Arasında Satınalma Gücü Paritesi (SGP) İlişkisi

Satınalma Gücü Paritesi (SGP) çalışmasının üçüncü ve son aşamasında ise Türkiye'nin Kırılğan Beşli ülkeleriyle aralarında (SGP)'nin geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Kırılğan Beşli ülkelerinde kullanılan enflasyon oranı ve TL bazlı döviz kuru değişkenlerinin durağanlıkları incelenmiş ardından sınır testleriyle eşbütünlük ilişkisi olup olmadığı test edilmiştir.

6.1.3.1. Brezilya ve Türkiye Arasında (SGP) İlişkisi

Tablo 60'da ve Tablo 61'de görüldüğü üzere serilerin her ikisi de durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar.

Tablo 38: Brezilya Reali / TL kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNBREZILYAKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.961824	0.1457
Test critical values:		
1% level	-4.002569	
5% level	-3.431471	
10% level	-3.139414	
Null Hypothesis: D(LNBREZILYAKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.808592	0.0002
Test critical values:		
1% level	-2.576347	
5% level	-1.942391	
10% level	-1.615664	

Tablo 39: Brezilya Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNBREZILYAT(UFE) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.431236	0.0025
Test critical values:	1% level	-4.005076
	5% level	-3.432682
	10% level	-3.140127

Tablo 40: Brezilya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Brezilya Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.445058	0.9292*
11	-3.449689	0.7019*
10	-3.445766	0.2452*
9	-3.457364	0.3192*
8	-3.453726	0.163*
7	-3.466672	0.8025*
6	-3.469896	0.0468
5	-3.492335	0.2199*
4	-3.499029	0.1736*
3	-3.494414	0.0521*
2	-3.510122	0.0609*
1	-3.497342	0.0232

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 41: Brezilya için F Testi Sonucu

Wald Test:			
Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.893305	(2, 201)	0.1532
Chi-square	3.786609	2	0.1506

Tablo 62’de en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenen 2 gecikme²⁰² dikkate alınarak hesaplanan F istatistik değeri tablo 63’de gösterilmektedir. F değeri 1,8933 olduğundan (SGP) kuramı, Brezilya ile Türkiye arasında geçerli değildir.

6.1.3.2. Hindistan ve Türkiye Arasında (SGP) İlişkisi

Tablo 42: Hindistan Rupisi / TL kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNHINDISTANKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.769042	0.2105
Test critical values:	1% level	-4.002569
	5% level	-3.431471
	10% level	-3.139414
Null Hypothesis: D(LNHINDISTANKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.357760	0.0181
Test critical values:	1% level	-2.576814
	5% level	-1.942456
	10% level	-1.615622

Tablo 64 ve Tablo 65 incelendiğinde Hindistan için kur değişkeni $I(1)$ ve enflasyon değişkeni $I(0)$ ’dır.

²⁰² **Gecikmenin Belirlenmesi:** Belirlenen 12 gecikmeden geriye doğru tüm gecikmeler için AIC kriterinin en küçük olduğu ve söz konusu gecikmede otokorelasyonun olmadığı gecikme, en uygun gecikme olarak tespit edilmektedir.

Tablo 43: Hindistan Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNHINDISTANT(UFE) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.251049	0.0045
Test critical values:	1% level	-4.002569
	5% level	-3.431471
	10% level	-3.139414

Tablo 44: Hindistan'a ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Hindistan Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.805793	0.3431*
11	-3.817601	0.0754*
10	-3.837900	0.192*
9	-3.839920	0.0848*
8	-3.855945	0.3913*
7	-3.872373	0.8538*
6	-3.893551	0.7947*
5	-3.898304	0.4921*
4	-3.883630	0.0197
3	-3.904162	0.2089*
2	-3.915340	0.3002*
1	-3.892846	0.0052

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 66'da, en uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir.

Tablo 45: Hindistan için F Testi Sonucu

Wald Test:			
Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	4.264302	(2, 201)	0.0154
Chi-square	8.528604	2	0.0141

Tablo 67’de F değeri 4,2643 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94’den küçük olduğundan Hindistan ve Türkiye arasında ilgili dönemde döviz kuruyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Bu yüzden (SGP) kuramı, Hindistan ile Türkiye arasında geçerli değildir.

6.1.3.3. Endonezya ve Türkiye Arasında (SGP) İlişkisi

Tablo 68’de, Rupiah / TL zaman serisi, Tablo 69’da ise Endonezya enflasyon oranları zaman serisi, sıfırıncı ve birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar.

Tablo 46: Endonezya Rupiahı / TL kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNENDONEZYAKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 9 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.724213	0.2282
Test critical values:	1% level	-4.009271
	5% level	-3.434706
	10% level	-3.141318
Null Hypothesis: D(LNENDONEZYAKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.784800	0.0055
Test critical values:	1% level	-2.578092
	5% level	-1.942634
	10% level	-1.615508

Tablo 47: Endonezya Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNENDONEZYAT(UFE) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.054673	0.0087
Test critical values:	1% level	-4.008154
	5% level	-3.434167
	10% level	-3.141001

Tablo 70'e göre, 9 gecikme saptanmıştır.

Tablo 71'e göre, F değeri 2,6516 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94'den küçük olduğundan Endonezya ve Türkiye arasında ilgili dönemde döviz kuruyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur. Bu yüzden (SGP) kuramı, Endonezya ile Türkiye arasında geçerli değildir.

Tablo 48: Endonezya'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Endonezya Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	-3.211206	0.0095
11	-3.227848	0.0295
10	-3.236179	0.0857*
9	-3.260871	0.1362*
8	-3.132852	0.0007
7	-3.036513	0.0145
6	-3.05722	0.0261
5	-3.027323	0.0013
4	-2.869535	0.0000
3	-2.702350	0.0352
2	-2.665714	0.0065
1	-2.655769	0.0841*

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 49: Endonezya için F Testi Sonucu

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.651696	(2, 160)	0.0736
Chi-square	5.303392	2	0.0705

6.1.3.4. Güney Afrika ve Türkiye Arasında (SGP) İlişkisi

Tablo 72’de ve Tablo 73’de yapılan analizlerde, seriler sıfıncı ve birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar

Tablo 74’de en uygun gecikme uzunluğu olarak 9 bulunmuştur.

F istatistik değeri tablo 75’de gösterilmektedir. F değeri 14,3204 olduğundan (SGP) kuramı, Güney Afrika ile Türkiye arasında geçerlidir denilebilir.

Tablo 50: Güney Afrika Randı / TL kurunun Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNGUNEYAFRIKAKUR has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 2 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.406257	0.3752
Test critical values:	1% level	-4.002569
	5% level	-3.431471
	10% level	-3.139414
Null Hypothesis: D(LNGUNEYAFRIKAKUR) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-8.298298	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576073
	5% level	-1.942353
	10% level	-1.615688

Tablo 51: Güney Afrika Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri

Null Hypothesis: LNGUNEYAFRIKAT(UFE) has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 11 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.007369	0.0099
Test critical values:	1% level	-4.004599
	5% level	-3.432452
	10% level	-3.139991

Tablo 52: Güney Afrika'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi

Güney Afrika Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	0.90891	0.5767*
11	0.88696	0.1497*
10	0.881019	0.8461*
9	0.86557	0.6293*
8	0.915428	0.0279
7	1.009586	0.0047
6	1.074091	0.1284*
5	1.090985	0.7878
4	1.082835	0.1571
3	1.145013	0.0001
2	1.242605	0.5045
1	1.231835	0.6496

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 53: Güney Afrika için F Testi Sonucu

Wald Test:			
Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	14.32045	(2, 180)	0.0000
Chi-square	28.64090	2	0.0000

6.2. Fisher Etkisi

Yapılan analizlerde ilgili kuramları açıklayan formüllerden “yaklaşık formül” ile istatistik modeller oluşturulmuştur. Bilindiği gibi, (FE)’nin tam formülü:

$$(1+r) = (1+a) (1+i) \quad \text{şeklindedir.}$$

(FE)’nin yaklaşık formülü şöyledir:

$$r = a + i$$

Bu modelin testi ile ilgili hipotezler şöyledir:

H_0 : İki seri arasında ilişki yoktur.

H_1 : İki seri arasında ilişki vardır.

H_0 reddedilirse, iki seri arasında ilişki vardır. Dolayısıyla Fisher Etkisi ilgili ülkede geçerlidir. H_0 reddedilemez ise iki seri arasında ilişki yoktur.²⁰³ Dolayısıyla Fisher Etkisi ilgili ülkede geçerli değildir.

Fisher Etkisi (FE) çalışması için kullanılan veriler, Kırılgan Beşli ülkelerinin yıllık nominal faiz oranları ve aylık Tüketici Fiyat Endeksleri’dir. Yıllık Tüketici Fiyat Endeksleri, diğer bir deyişle enflasyon oranları belirlenirken 1. aya ait veri ile sonraki 13. Aya ait veriler arasındaki değişim yüzdesel olarak bulunmuştur. (FE) çalışmasında, Kırılgan Beşli ülkelerinde kullanılan faiz oranları ile enflasyon değişkenlerinin durağanlık mertebelerinin $I(2)$ ’ye²⁰⁴ eşit veya $I(2)$ ’den daha büyük olmadığından emin olmak için ADF birim kök testleri yapılmıştır. Ardından Sınır Testleri uygulanmıştır. Sınır Testi için araştırmada kullanılan istatistik modeller şöyledir:

²⁰³ Barışık, S., Demircioğlu E., “Türkiye’de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilite, İhracat-İthalat İlişkisi (1980-2001)”, ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 2006, Cilt: 2, Sayı:3.

²⁰⁴ $I(2)$: Serinin ikinci farklarıdır.

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \varepsilon_t \quad (1)$$

$$\Delta\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_{1i} \Delta\pi_{t-i} + \sum_{i=0}^m \alpha_{2i} \frac{1}{\Delta u_{t-i}} + \alpha_3 \pi_{t-1} + \alpha_4 \frac{1}{u_{t-1}} + \alpha_5 trend + \varepsilon_t \quad (2)$$

5.2.1. Brezilya için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi

Bu bölümde Brezilya için Fisher Etkisi Test edilmiştir. Tablo 35'de, Brezilya faiz oranları zaman serisinin $I(0)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 54: Brezilya Faiz Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: BREZILYAFZA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 10 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.682085	0.0259
Test critical values:	1% level	-4.007347
	5% level	-3.433778
	10% level	-3.140772

Tablo 55: Brezilya Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: BREZILYAENF has a unit root Exogenous: None Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.368785	0.5506
Test critical values:	1% level	-2.577522
	5% level	-1.942555
	10% level	-1.615559
Null Hypothesis: D(BREZILYAENF) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.868860	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.577522
	5% level	-1.942555
	10% level	-1.615559

Tablo 36’da, Brezilya enflasyon oranları zaman serisinin $I(0)$ düzeyinde durağan olmadığı ancak $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Brezilya için faiz değişkeni $I(0)$ ve enflasyon değişkeni $I(1)$ ’dir. Seriler sıfırıncı ve birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundur.

Tablo 37’de yer alan sonuçlardan hareketle faiz oranları ile enflasyon oranları arasında eşbütünlük ilişkisinin araştırılması aşamasında kullanılması gereken kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde, Sınır Testi modellerinden 1 ve 2 no’lu denklemler kullanılmış ancak 2 no’lu denklemde yer alan trend değişkeninin anlamsız olması nedeniyle kısıtsız hata düzeltme modelinin tahmininde 1 no’lu model temel alınmıştır.

Tablo 56: Brezilya’ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ((FE) için)

Brezilya Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	4.727904	0.0409
11	4.706036	0.7471*
10	4.691771	0.7334*
9	4.698413	0.2407*
8	4.696398	0.0842*
7	4.674293	0.112*
6	4.745462	0.0056
5	4.724985	0.0009
4	4.703344	0.537*
3	4.677495	0.9796*
2	4.669352	0.7133*
1	4.679922	0.0143

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 37’ye göre 1 no’lu model en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenen 2 gecikme dikkate alınarak faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla kısıtsız hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir. Enflasyon oranları ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla hesaplanan F istatistik değeri tablo 38’de gösterilmektedir.

F değeri 2,2488 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94'den küçük olduğundan Brezilya'da ilgili dönemde faiz oranlarıyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

Tablo 57: Brezilya için F Testi Sonucu ((FE) için)

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	2.248855	(2, 189)	0.1083
Chi-square	4.497709	2	0.1055

5.2.2. Hindistan için Fisher Etkisi'nin Test Edilmesi

Tablo 58: Hindistan Faiz Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: HINDISTANFAIZ has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 6 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.712120	0.7424
Test critical values:	1% level	-4.006311
	5% level	-3.433278
	10% level	-3.140478
Null Hypothesis: D(HINDISTANFAIZ) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.859053	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576999
	5% level	-1.942482
	10% level	-1.615606

Tablo 59: Hindistan Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: HINDISTANENF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.811520	0.1951
Test critical values:	1% level	-4.008428
	5% level	-3.434299
	10% level	-3.141079
Null Hypothesis: D(HINDISTANENF) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-6.096355	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.577522
	5% level	-1.942555
	10% level	-1.615559

Bu bölümde Hindistan için Fisher Etkisi Test edilmiştir. Aşağıda Tablo 39 ve Tablo 40'da yapılan çalışmada, Hindistan için her iki değişkende $I(1)$ 'dir. Seriler birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar

Tablo 60: Hindistan'a ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ((FE) için)

Hindistan Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	1.567116	0.5389*
11	1.554089	0.5361*
10	1.579323	0.2014*
9	1.572612	0.1223*
8	1.620895	0.0135
7	1.634582	0.0018
6	1.650167	0.0228
5	1.646105	0.0043
4	1.677551	0.1032*
3	1.730018	0.0012
2	1.716793	0.0100
1	1.765354	0.7115*

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 41’de en uygun gecikme uzunluğu 11 olarak belirlenmiştir. En uygun gecikmeyi bulmak için AIC değerinin en küçük olması ve LM değerinin %5’den büyük olması gerekmektedir.

Tablo 61: Hindistan için F Testi Sonucu ((FE) için)

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	1.841096	(2, 162)	0.1619
Chi-square	3.682192	2	0.1586

Tablo 42’ye göre F değeri 1,841096 olduğundan ve belirlenen alt sınır değeri olan 4,94’den küçük olduğundan Brezilya’da ilgili dönemde faiz oranlarıyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi yoktur.

5.2.3. Endonezya için Fisher Etkisi’nin Test Edilmesi

Bu bölümde Endonezya için Fisher Etkisi Test edilmiştir. Tablo 43’de, Endonezya faiz oranları zaman serisinin $I(0)$ düzeyinde durağan olmadığı ancak $I(1)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Tablo 44’de, Endonezya enflasyon oranları zaman serisinin $I(0)$ düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

Tablo 62: Endonezya Faiz Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: ENDONEZYAFAIZ has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.643717	0.2617
Test critical values:	1% level	-4.014288
	5% level	-3.437122
	10% level	-3.142739
Null Hypothesis: D(ENDONEZYAFAIZ) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.723463	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.578967
	5% level	-1.942757
	10% level	-1.615431

Tablo 63: Endonezya Enflasyon Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: ENDONEZYAENF has a unit root		
Exogenous: Constant, Linear Trend		
Lag Length: 12 (Automatic - based on AIC, maxlag=13)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.776321	0.0202
Test critical values:	1% level	-4.013946
	5% level	-3.436957
	10% level	-3.142642

Tablo 45’de yer alan sonuçlardan hareketle faiz oranları ile enflasyon oranları arasında eşbütünlüşme ilişkisinin araştırılması aşamasında kullanılması gereken kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Enflasyon oranları ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla hesaplanan F istatistik değeri tablo 46’da gösterilmektedir.

Tablo 64: Endonezya’ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ((FE) için)

Endonezya Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	0.093231	0.000
11	0.188236	0.000
10	0.308936	0.000
9	0.900298	0.000
8	1.818148	0.000
7	2.158930	0.000
6	2.137600	0.000
5	2.172673	0.000
4	2.206606	0.000
3	2.304100	0.003
2	2.562204	0.000
1	2.610710	0.1336*

Tablo 45’de yer alan sonuçlardan hareketle faiz oranları ile enflasyon oranları arasında eşbütünlük ilişkisinin araştırılması aşamasında kullanılması gereken kısıtsız hata düzeltme modeli için en uygun gecikme uzunluğu 1 olarak belirlenmiştir. Enflasyon oranları ile döviz kurları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla hesaplanan F istatistik değeri tablo 46’da gösterilmektedir. F değeri, Tablo 46’ya göre 15,7228 olduğundan ve belirlenen üst sınır değeri olan 5,73’den büyük olduğundan Endonezya’da ilgili dönemde faiz oranlarıyla enflasyon arasında eşbütünlük ilişkisi vardır.

Tablo 65: Endonezya için F Testi Sonucu ((FE) için)

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	15.72289	(2, 172)	0.0000
Chi-square	31.44578	2	0.0000

5.2.4. Güney Afrika için Fisher Etkisi’nin Test Edilmesi

Bu bölümde Güney Afrika için Fisher Etkisi Test edilmiştir. Aşağıda, Tablo 47 ve Tablo 48’de, Güney Afrika’ya ait seriler birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar.

Tablo 66: Güney Afrika Faiz Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: GUNEYAFRIKAFIIZ has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 5 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-2.851731	0.1809
Test critical values:	1% level	-4.006059	
	5% level	-3.433156	
	10% level	-3.140406	
Null Hypothesis: D(GUNEYAFRIKAFIIZ) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 4 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)			
		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-5.804671	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.576936	
	5% level	-1.942473	
	10% level	-1.615611	

Tablo 67: Güney Afrika Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: GUNEYAFRIKAENF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-2.646747	0.2603
Test critical values:	1% level	-4.008428
	5% level	-3.434299
	10% level	-3.141079
Null Hypothesis: D(GUNEYAFRIKAENF) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-4.287307	0.0000
Test critical values:	1% level	-2.577522
	5% level	-1.942555
	10% level	-1.615559

Tablo 68: Güney Afrika'ya ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ((FE) için)

Güney Afrika Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	1.218461	0.7587*
11	1.191965	0.9576*
10	1.246170	0.1126*
9	1.233661	0.1566*
8	1.230606	0.1575*
7	1.207141	0.1764*
6	1.213999	0.0316
5	1.200288	0.4076*
4	1.175249	0.4766*
3	1.234522	0.0640*
2	1.249165	0.0947*
1	1.245002	0.6206*

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 49'da en uygun gecikme uzunluğu olarak belirlenen 4 gecikme dikkate alınarak faiz oranları ile enflasyon oranları arasındaki uzun dönemli ilişkinin varlığını sınamak amacıyla kısıtsız hata düzeltme modeli tahmin edilmiştir.

Tablo 69: Güney Afrika için F Testi Sonucu ((FE) için)

Wald Test: Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	8.489441	(2, 183)	0.0003
Chi-square	16.97888	2	0.0002

F istatistik değeri Tablo 50’de gösterilmiştir. F değeri 8,489441 olduğundan ve belirlenen üst sınır değeri olan 5,73’den büyük olduğundan Güney Afrika’da ilgili dönemde faiz oranlarıyla enflasyon arasında eşbütünleşme ilişkisi vardır.

3.5.2.5. Türkiye için Fisher Etkisi’nin Test Edilmesi

Serilerin durağanlığı Tablo 51 ve Tablo 52’de test edilmiştir. Seriler sıfırıncı ve birinci dereceden durağan olduklarından sınır testi yapmaya uygundurlar. Tablo 53’de yer alan sonuca göre, belirlenen en uygun gecikme 3’tür.

Tablo 70: Türkiye Faiz Oranları Düzey Değerinin ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: TURKIYEFAIZ has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 3 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.672771	0.0265
Test critical values:	1% level	-4.005562
	5% level	-3.432917
	10% level	-3.140265

Tablo 71: Türkiye Enflasyon Oranları Düzey Değerleri ve Birinci Farklarının ADF Birim Kök Testleri ((FE) için)

Null Hypothesis: TURKIYEENF has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend Lag Length: 13 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-1.307559	0.8829
Test critical values:	1% level	-4.008154
	5% level	-3.434167
	10% level	-3.141001

Null Hypothesis: D(TURKIYEENF) has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 14 (Automatic - based on AIC, maxlag=14)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.125282	0.0019
Test critical values:	1% level	-2.577590
	5% level	-1.942564
	10% level	-1.615553

Tablo 72: Türkiye'ye ait Kısıtsız Hata Düzeltme Modelinin Tahmini için Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi ((FE) için)

Türkiye Gecikme Uzunluğu (m)	AIC	LM
12	7.3193920	0.0001
11	7.4157350	0.004
10	7.4047610	0.0608*
9	7.3888020	0.0593*
8	7.3849040	0.0857*
7	7.4128410	0.0803*
6	7.4209470	0.0721*
5	7.4049540	0.2635*
4	7.3995250	0.1974*
3	7.3775250	0.9145*
2	7.3935000	0.5884*
1	7.4444960	0.0004

* % 5 anlamlılık seviyesinde otokorelasyonun bulunmadığını ifade etmektedir.

Tablo 73: Türkiye için F Testi Sonucu ((FE) için)

Wald Test:			
Equation: Untitled			
Test Statistic	Value	df	Probability
F-statistic	13.48715	(2, 186)	0.0000
Chi-square	26.97431	2	0.0000

Tablo 54'de görülen F değeri 13,4871 olduğundan ve belirlenen üst sınır değeri olan 5,73'den büyüktür.

6.3. Uluslararası Fisher Etkisi'nin (UFE) Test Edilmesi

Yapılan analizlerde ilgili kuramları açıklayan formüllerden ‘yaklaşık formül’ ile istatistik modeller oluşturulmuştur.

Bilindiği üzere Uluslararası Fisher Etkisi'nin tam formülü şöyledir:

$$\frac{1 + r_h}{1 + r_f} = \frac{e_1}{e_0}$$

Bu formülde,²⁰⁵

r_f : Yabancı paranın nominal faiz oranı

r_h : Yerel paranın nominal faiz oranı

e_0 : (t=0.) zamandaki spot döviz kuru

e_1 : (t=1.) zamandaki spot döviz kurudur.

(UFE)'nin ‘yaklaşık formülü’ ise şu şekildedir.²⁰⁶

$$r_h - r_f = \frac{e_1 - e_0}{e_0}$$

Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) çalışması için kullanılan veriler, Kırılgan Beşli ülkelerinin yıllık nominal faiz oranları ve aylık spot döviz kurlarıdır. Yıllık kur artışları hesaplanırken 1. aya ait veri ile sonraki 13. aya ait veriler arasındaki değişim yüzdesel olarak bulunmuştur.

Uluslararası Fisher Etkisi için 2 farklı çalışma yapılmıştır. Bunlar:

- 1) Kırılgan Beşli Ülkeleri için Uluslararası Fisher Etkisi'nin (UFE) Test Edilmesine İlişkin Çalışma

²⁰⁵ Shapiro, Alan C., a.g.e. s.167, Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

²⁰⁶ Atakan, Tülin., Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance), Seminer Notları, İstanbul Üniversitesi, 22 Kasım 2014. s. 1-82

2) Kırılgan Beşli Ülkeleri ile Türkiye Arasında Uluslararası Fisher Etkisi'nin (UFE) Test Edilmesine İlişkin Çalışma

Her iki çalışma içinde, aşağıdaki istatistik model kullanılmıştır. Uluslararası Fisher Etkisi için kullanılan regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$\ln s(t+k) - \ln s(t) = \alpha + B (i(t,k) - i^*(t,k)) + \varepsilon$$

s(t+k): 12 ay sonrası için spot kur,

s(t): 0 anı için spot kur,

i(t,k): 12 ay sonrası için yerel faiz oranı,

i*(t,k): 12 ay sonrası için ABD faiz oranı

Bu denklemde B'nın 1'e eşit olup olmadığı, Nonparametrik Regresyon Analizi yöntemiyle test edilmiştir.

6.3.1. Kırılgan Beşli Ülkeleri için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) Çalışması (1. Çalışma)

Bu çalışmada Kırılgan Beşli Ülkeleri için Uluslararası Fisher Etkisi test edilmiştir.

6.3.1.1. Brezilya için (UFE) Çalışması

Tablo 55'e göre, BETA = 1 kuramını test etmek için t testi yapılmıştır. ((2.878081-1) / 5.84E-07) yardımıyla t hesap değeri 3215892 olarak hesaplanmıştır. Bu değer tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Brezilya için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

Tablo 74: Brezilya için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.503792	1.40E-07	-3598570.	0.0000
BREZILYAXX	2.878081	5.84E-07	4927195.	0.0000

6.3.1.2. Hindistan için UFE Çalışması

Tablo 75: Hindistan için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu (UFE için)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.187815	1.70E-07	-1102742.	0.0000
HINDISTANXX	4.289262	2.65E-06	1621441.	0.0000

Tablo 56'ya göre, BETA = 1 kuramini test etmek için t testi yapılmıştır. ((4.289262-1) / 2.65E-06) yardımıyla t hesap değeri 1241230 olarak hesaplanmıştır. Bu değer tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Hindistan için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.1.3. Endonezya için (UFE) Çalışması

Tablo 76: Endonezya için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.905625	1.48E-07	-6125008.	0.0000
ENDONEZYAXX	3.202680	5.89E-07	5433637.	0.0000

Tablo 57'e göre, BETA = 1 kuramini test etmek için t testi yapılmıştır. ((3.202680-1) / 5.89E-07) yardımıyla t hesap değeri 3739694 olarak hesaplanmıştır. Bu değer tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Endonezya için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.1.4. Güney Afrika için (UFE) Çalışması

Tablo 77: G. Afrika için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Dependent Variable: GAFRIKAYY Method: Least Squares Date: 01/23/15 Time: 23:38 Sample: 1997M05 2013M12 Included observations: 200				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.515729	2.34E-07	-2201853.	0.0000
GAFRIKAXX	5.638069	2.17E-06	2598533.	0.0000

Tablo 58'e göre, BETA = 1 kuramini test etmek için t testi yapılmıştır. ((5.638069-1) / 2.17E-06) yardımıyla t hesap değeri 2137359 olarak hesaplanmıştır. Bu değer tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Güney Afrika için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.1.5. Türkiye için (UFE) Çalışması

Tablo 78: Türkiye için Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Dependent Variable: TURKIYEYY Method: Least Squares Date: 01/23/15 Time: 23:42 Sample: 1997M05 2013M12 Included observations: 200				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.230199	3.84E-08	-5991053.	0.0000
TURKIYEXX	0.593134	3.29E-08	18047688	0.0000

Tablo 59'a göre, BETA = 1 kuramini test etmek için t testi yapılmıştır. ((0.593134-1) / 3.29E-08) yardımıyla t hesap değeri (- 12366748) olarak hesaplanmıştır. Bu sayının mutlak değeri tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Türkiye için Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.2. Kırılğan Beşli Ülkeleri ile Türkiye arasında Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) İlişkisi (2. Çalışma)

Bu aşamada, Türkiye ile diğer Kırılğan Beşli Ülkeleri arasında Uluslararası Fisher Etkisi ilişkisi olup olmadığını test etmek için Non-parametrik Regresyon Analizi yapılmıştır. Daha öncede değinildiği gibi, Uluslararası Fisher Etkisi için kullanılan regresyon denklemi aşağıdaki gibidir.

$$\ln s(t+k) - \ln s(t) = \alpha + B (i(t,k) - i^*(t,k)) + \varepsilon$$

Nonparametrik Regresyon Analizi yöntemiyle yukarıdaki model test edilip, B'nın 1'e eşit olup olmadığı araştırılacaktır.

6.3.2.1. Brezilya ve Türkiye arasında (UFE) ilişkisi

Tablo 79: Brezilya - Türkiye Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.252735	3.30E-08	7649681.	0.0000
BREZILYAFIYZ	0.470327	3.10E-08	15191411	0.0000

Tablo 76'ya göre, BETA = 1 kuramini test etmek için t testi yapılmıştır. ((0.470327-1) / 3.10E-08) yardımıyla t hesap değeri 1786226 olarak hesaplanmıştır. Bu değer mutlak değerce, tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Brezilya ile Türkiye arasında, Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.2.2. Hindistan ve Türkiye arasında (UFE) ilişkisi

Tablo 80: Hindistan - Türkiye Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Dependent Variable: HINDISTANKURY Method: Least Squares Date: 05/08/15 Time: 00:42 Sample: 1997M05 2013M12 Included observations: 200				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.150016	3.79E-08	3961402.	0.0000
HINDISTANFAIZX	0.541513	3.34E-08	16234953	0.0000

Tablo 77'ye göre, $((0.541513-1) / 3.34E-08)$ yardımıyla t hesap değeri (-13.727.156) olarak hesaplanmıştır. Bu değer mutlak değerce, tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Hindistan ile Türkiye arasında, Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.2.3. Endonezya ve Türkiye arasında (UFE) ilişkisi

Tablo 81: Endonezya - Türkiye Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Dependent Variable: ENDONEZYAKURY Method: Least Squares Date: 05/08/15 Time: 00:50 Sample: 1999M01 2013M12 Included observations: 180				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.164346	4.59E-08	3581915.	0.0000
ENDONEZYAFAIZX	0.809815	4.37E-08	18536284	0.0000

Tablo 78'e göre, t testi yapılmıştır. $((0.809815-1) / 4.37E-08)$ yardımıyla t hesap değeri (-4352059) olarak hesaplanmıştır. Bu değer mutlak değerce, tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Endonezya ve Türkiye arasında, Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

6.3.2.4. Güney Afrika ve Türkiye arasında (UFE) ilişkisi

Tablo 82: Güney Afrika - Türkiye Nonparametrik Regresyon Analizi Sonucu ((UFE) için)

Dependent Variable: GUNEYAFRIKAKURY Method: Least Squares Date: 05/08/15 Time: 01:00 Sample: 1997M05 2013M12 Included observations: 200				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.215383	3.64E-08	5913913.	0.0000
GUNEYAFRIKAFAIZX	0.490668	3.24E-08	15127633	0.0000

Tablo 79'a göre, $((0.490668-1) / 3.24E-08)$ yardımıyla t hesap değeri (-15.720.123) olarak hesaplanmıştır. Bu değer mutlak değerce, tablo değeri olan 1.96 değerinden daha büyük olduğu için bu kuram reddedilmektedir. Dolayısıyla, Güney Afrika ile Türkiye arasında, Uluslararası Fisher Etkisi (UFE) geçerli değildir.

Bu tezde, Kırılğan Beşli Ülkelerinde Mayıs 1996 – Aralık 2013 döneminde Uluslararası Parite Kuramları'nın test edilmesi için yapılan istatistiksel analizlerin tüm sonuçları topluca aşağıda Tablo 80'de gösterilmiştir.

Tablo 83: Kırılğan Beşli Ülkeleri için Yapılan Analizlerin Topluca Sonuçları

KIRILGAN BEŞLİ ÜLKELERİ	(SGP) 1. Çalışma	(SGP) 2. Çalışma	Türkiye - (KB) Arasındaki (SGP) 3. Çalışma	(FE) Çalışması	(UFE) 1. Çalışma	Türkiye - (KB) Arasındaki (UFE) 2. Çalışma
Brezilya	-	-	-	-	-	-
Hindistan	-	-	-	-	-	-
Endonezya	+	+	-	+	-	-
Güney Afrika	-	-	+	+	-	-
Türkiye	-	-		+	-	

Artı işareti (+): İlgili kuram sözkonusu ülkede geçerlidir.
Eksi İşareti (-): İlgili kuram sözkonusu ülkede geçerli değildir.

SONUÇ (CONCLUSION)

Bu tez çalışmasında finans yazınında Uluslararası Parite Kuramları olarak tanımlanan ve ülkelerin nominal faiz oranları, enflasyon oranları ve döviz kurları arasındaki ilişkileri teorik olarak açıklayan Satınalma Gücü Paritesi, Fisher Etkisi, Uluslararası Fisher Etkisi ve Faiz Oranı Paritesi “Kırılgan Beşli” ülkeleri için analiz edilmiştir.

Bu kuramların geçerliliği, tüm “Kırılgan Beşli” ülkeleri için ayrı ayrı test edilmiş, ancak veri eksikliğinden dolayı Faiz Oranı Paritesi Kuramı incelenememiştir.

Bu konuda yapılan literatür çalışmalarında, gerek gelişmiş ülkelerde ve gerekse gelişmekte olan ülkelere kuramlara ilişkin farklı sonuçlar elde edilmiştir. Özellikle gelişmiş olan ülkelere ilişkin birçok çalışmada, Satınalma Gücü Paritesi Kuramı'nın uzun dönemde geçerli olduğu tespit edilmiştir.

Bu çalışmada Satınalma Gücü Paritesi, Fisher Etkisi ve Uluslararası Fisher Etkisi “Kırılgan Beşli” ülkelerinde Mayıs 1996 – Aralık 2013 dönemi için ayrı ayrı test edilmiştir.

Satınalma Gücü Paritesi'ne ilişkin analizler üç farklı çalışma olarak yapılmıştır. İlk çalışmada, her ülke için, ülkelerin \$'a karşı fiyatlanmış reel döviz kurlarında durağanlık testleri yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre Satınalma Gücü Paritesi Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye'de geçerli değildir. Sonuçlar sadece Endonezya'da Satınalma Gücü Paritesi'nin geçerli olduğunu göstermektedir; dolayısıyla Endonezya için döviz kurları ile enflasyon oranları arasında uzun vadeli bir ilişki olduğu sonucuna varılmıştır.

Satınalma Gücü Paritesi'ne ilişkin ikinci çalışmada, her ülke için bu kuram, Sınır Testleri'ne göre test edilmiştir. Sonuçlar ilk çalışmadaki bulgulara paralellik göstermiş ve Satınalma Gücü Paritesi sadece Endonezya için geçerli çıkmıştır. Bulgular, Sınır Testleri analizlerine göre Brezilya, Hindistan, Güney Afrika ve Türkiye'de Satınalma Gücü Paritesi'nin geçerli olmadığını göstermektedir. Dolayısıyla, bu ülkeler için döviz kurları ile enflasyon oranları arasında birebir bir ilişkinin olmadığı görülmektedir. Bu durumda, bu ülkelerde döviz kurlarının

belirlenmesinde diğ er ekonomik faktörlerin de etkili oldu ğ u düşünölmektedir. Diğ er bir deyiş le, bu ölkelerde kurların oluş masında uluslararası ve ulusal likidite bolluğ u veya sıkış ıklığ ı, faiz oranlarının seviyesi, ölkelerin para ve mali politikaları, ödemeler dengesi, ö lke otoritelerince gerçekleştirilen düzenleme ve müdahaleler, ö lkelerdeki politik ve sosyal olaylar, petrol fiyatları ve petrol piyasalarındaki geliş meler ve altın fiyatları ve altın piyasalarındaki geliş meler gibi unsurların etkili oldu ğ u düşünölmektedir.

Satınalma Gücü Paritesi'ne ilişkin son çalış mada ise, Türkiye ile "Kırılgan Beş li" ö lkelerinden dördü arasında bu kuramın geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, Güney Afrika ile Türkiye arasında Satınalma Gücü Paritesi'nin geçerli oldu ğ u görölmektedir. Brezilya ile Türkiye, Hindistan ile Türkiye ve Endonezya ile Türkiye arasında Satınalma Gücü Paritesi'nin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Kuramın geçerli olmadığı ö lkeler için, yukarıda değ inilen diğ er ekonomik faktörlerin ö lke kurlarının oluş masında etkili oldu ğ u düşünölmektedir.

Uluslararası Parite Kuramları'ndan bir diğ eri olan Fisher Etkisi'ne ilişkin çalış malarda, "Kırılgan Beş li" ö lkelerinde Sınır Testi analizleri yapılmıştır. Analizlerin sonuçlarına göre, Fisher Etkisi Endonezya, Güney Afrika ve Türkiye için geçerlidir. Dolayısıyla, bu ö lkelerde nominal faiz oranları ile enflasyon oranları arasında ilişki oldu ğ u belirtilebilir. Diğ er yandan sonuçlar, Fisher Etkisi'nin Brezilya ve Hindistan için ilgili dönemde geçerli olmadığını göstermektedir. Bu durum, bu ö lkelerde nominal faiz oranları oluş urken, bu oranların bir bileş eni olan beklenen enflasyon oranının, sözkonusu yıl sonundaki gerçekleş en enflasyon oranlarından belirgin sapmalar göstermesi nedeniyle oluş muş olabilir.

"Kırılgan Beş li" ö lkelerinde, Uluslararası Fisher Etkisi'nin geçerliliğ inin analizi iki farklı çalış ma olarak yapılmıştır. Her iki çalış mada da, Uluslararası Fisher Etkisi nonparametrik regresyon analizleriyle test edilmiştir ve ö lkelerin döviz kurlarıyla nominal faiz oranları arasında ilişkinin var olup olmadığı incelenmiştir.

Uluslararası Fisher Etkisi'ne ilişkin ilk çalış mada, nonparametrik regresyon analizleri sonuçlarına göre, ilgili dönemde "Kırılgan Beş li" ö lkelerinin hiçbirinde bu kuramın geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla, bu ö lkelerde döviz kurları ile nominal

faiz oranları arasında ilişki bulunamamıştır. Diğer bir deyişle, bu ülkeler ile ABD arasında ‘‘Korunmasız Faiz Arbitraji’’ olanağı oluşmuştur. Bu ülkelerin faiz oranlarının ABD’nin faiz oranlarından yüksek olması nedeniyle, ABD Doları cinsinden fonların bu ülkelere kaydığı ve korunmasız faiz arbitrajı işlemlerinin gerçekleştirildiği belirtilebilir.

Uluslararası Fisher Etkisi’ne ilişkin ikinci çalışmada ise, Türkiye ile diğer dört ülke arasında, kuramın geçerliliği araştırılmıştır. Yapılan analizlere göre, Brezilya ile Türkiye, Hindistan ile Türkiye, Endonezya ile Türkiye ve Güney Afrika ile Türkiye arasında Uluslararası Fisher Etkisi’nin geçerli olmadığı tespit edilmiştir. Dolayısıyla, her bir ikili ülke arasında, ilgili dönemde ‘‘Korunmasız Faiz Arbitraji’’ olanağı mümkün olabilmiştir.

KAYNAKÇA (REFERENCES)

- Adams, Charles ve J. Greenwood, “Dual Exchange Rate Systems and Capital Controls: An Investigation”, **Journal of International Economics**, 18, 1985, s.43-62 North Holland
- Abuaf, Niso., Jorion, Philippe., “Purchasing power parity in the Long Run”, **The Journal of Finance**, Vol:45. No.1 Mart 1990, s. 157-174
- Akel, Veli., “**Kırılgan Beşli Ülkelerinin Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Eşbütünleşme Analizi**”, Int. Journal of Management Economics and Business, Vol. 11-24, 2015, s. 75-96
- Akın, Fahamet., **Sosyal Bilimlerde İstatistik**, 1.Basım, Bursa: Ekin Kitabevi, 2002, s. 10, Ayrıca; Filiz Çakır, **Sosyal Bilimlerde İstatistik**, 1. Basım, İstanbul: Alfa Yayınları, 2000, s. 149.
- Alba, Joseph D., Papell David H., “Purchasing power parity and country characteristics: Evidence from panel data tests” **The Journal of Developments Economics**, 83, 2007, s. 240-251
- Alba, Joseph D., Park Donghyun., “Purchasing Power Parity in Developing Countries: Multi-Period Evidence Under the Current Float” **World Development** Cilt. 31 No:12, 2003, s. 2049-2060
- Alexius, Annica., “Uncovered interest parity revisited”, **Review of International Economics**, 9(3), 2001, s. 505-517
- Apte, Prakas., Sercu, Piet., Uppal, Raman “The exchange rate and purchasing power parity: extending the theory and tests “ **Journal of International Money and Finance**, No: 23, 2004, s.

553-571

- Arghyroua, Michael G., Gregoriou, Andros., Kontonikas, Alexandros., “Do real interest rates converge? Evidence from the European union”, **Journal of International Financial Markets, Institutions & Money**, 19, 2009, s. 447-460
- Atakan, Tülin., “Uluslararası Finasta Parite Kuramları (Parity Conditions In International Finance)”, Seminer Notları, **İstanbul Üni.**, 22 Kasım 2014. s. 1-82
- Bacchiocchi, Emanuele., Fanell, Luca., “Testing The Purchasing Power Parity Through I(2) Cointegration Techniques “, **Journal Of Applied Econometrics**, J. Appl. Econ.20, 2005 s.749– 770
- Baharumshah, Ahmad Zubaidi., Haw, Chan Tze., Fountas, Stilianos., “A panel study on real interest rate parity in East Asian countries: Pre- and post-liberalization era”, **Global Finance Journal**, 16, 2005,s. 69-85
- Baharumshah, Ahmad Zubaidi., Liev, Venus Khim-Sen., Haw, Chan Tze., “The real interest rate differential: international evidence based on non-linear unit root tests”, **Bulletin of Economic Research**, 61-1, 2009, s. 83-94
- Barıřık, S., Demirciođlu E., “Türkiye’de Döviz Kuru Rejimi, Konvertibilite, İhracat-İthalat İliřkisi (1980-2001)”, ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, 2006, Cilt: 2, Sayı:3.
- Bulut, Erol. “Döviz Kuru Belirleme Modelleri ve Döviz Piyasasının Mikro Yapısı; Türkiye Örneđi”, **Gazi Üniversitesi Doktora Tezi**, Ankara, 2005, s.28
- Booth, G. Geoffrey., Ciner, Cetin., “The relationship between nominal interest rates and inflation: international evidence”, **Journal of Multinational Financial Management**, 11, 2001, s. 269-280

- Bozoklu Ş., Yıllancı V., “Reel Döviz Kurlarının Durağanlığı: E7 Ülkeleri İçin Ampirik Bir İnceleme”, *Maliye Dergisi* 158:587-606.
- Camarero, Mariam., Silvestre, Josep Lluís Carrion., Tamarit, Cecilio., “Testing for real interest rate parity using panel stationarity tests with dependence: a note”, **The Manchester School**, Vol:77-1, 2009, s. 112-126
- Cashin, Paul., Cespedes, Luis F., Sahay, Ratna., “Commodity currencies and the real exchange rate “, **Journal of Development Economics**, 75, 2004, s. 239-268
- Chaboud, Alain P., Wright. Jonathan H., “Uncovered interest parity: it works, but not for long”, **Journal of International Economics**, 66, 2005, s. 349-362
- Cheng, S, Benjamin. “Beyond the purchasing power parity: testing for cointegration and causality between exchange rates, prices, and interest rates “ **Journal of International Money and Finance**, 18, 1999, s. 911-924
- Cheng, Jen-Chi., Taylor, Larry W., Weng, Wenlong., “The links between international parity conditions and Granger causality: a study of exchange rates and prices “, **Applied Economics**, 42, 2010, s. 3491-3501.
- Chinn, Menzie D., “The (partial) rehabilitation of interest rate parity in the floating rate era: Longer horizons, alternative expectations, and emerging markets”, **Journal of International Money and Finance**, 25, 2006, s. 7-21
- Chinn, Menzie D., Meredith, Guy., “Monetary Policy and Long-Horizon Uncovered Interest Parity” **IMF Staff Papers**; 51-3, 2004, s. 409-430
- Chinn, Menzie D., “Testing Uncovered Interest Parity at Short and Long

- Meredith, Guy., Horizons during the Post-Bretton Woods Era”, **NBER Working Paper**, No: 11077, 2005, s. 1-28
- Christensen, Michael., “Uncovered interest parity and policy behavior: new evidence”, **Economics Letters**, 69, 2000, s. 81-87
- Chung, S. Young., “Uncovered interest parity and policy behavior: new evidence”, **Southern Economic Journal**, 71-2, 2004, s. 441-458
- Crowder, William J.,
- Chu, Quentin C., “Real rates, nominal rates, and the Fisherian link”, **International Review of Financial Analysis**, 12, 2003, s. 189-205.
- Pittman, Deborah N., Yu, Linda Q.,
- CMA Global Sovereign Credit Risk Report 2010
- Copeland, Laurence “Exchange Rates and International Finance”, Prentice Hall, **Financial Times**, Fourt edition s.15 ve 34
- (2005),
- Crowder, William J., “Panel Estimates of the Fisher Effect”, **Department of Economics Box University of Texas at Arlington**, 19479, January 18, 2003, s. 1-36
- Cuestas, Juan Carlos., “Further Evidence on the Real Interest Rate Parity Hypothesis in Central and East European Countries: Unit Roots and Nonlinearities”, **Emerging Markets Finance & Trade**, Vol:46, No:6, 2010, s. 22-39
- Harrison, Barry.,
- Cumby, Robert., “Is It Risk? Deviations From Uncovered Interest Parity”, **Journal of Monetary Economics**, Eylül 1988, s: 279-300
- Çetin, A., “Enflasyon, Döviz Kuru Belirsizliği ve Dolarizasyon Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği”, **İktisat-İşletme ve Finans Dergisi**, CCXVIII, s. 99-110

- Diamandis, Panayiotis F., “Market efficiency, purchasing power parity, and the official and parallel markets for foreign currency in Latin America “ **International Review of Economics and Finance**, 12, 2003, s. 89-110
- Dickey, David A., Fuller, Wayne A., “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, **Econometrica**, Vol.49, No.4, July 1981, s.1057-1072
- Doğanlar, M., Özmen, M., “**Satınalma Gücü Paritesi ve Reel Döviz Kurları: Gelişmekte Olan Ülkeler Üzerine Bir İnceleme**”, İMKB Dergisi, 2000, 16, Ekim-Kasım-Aralık, s.112-113.
- Doğukanlı, Hatice., Kılıç, Süleyman Bilgin., “Korumasız Faiz Oranı Paritesi: Türkiye Uygulaması”, **Çukurova Üniversitesi İ.İ.B.F. Jel:F31. s:1-12**
- Edwards, S. & Savastano, M.A. (1999). Exchange rates in emerging economies: What do we know? What do we need to know?, **NBER Working Paper Series**, 7228, 6-7.
- EIU, Economist Intelligence Unit, Brazil, Country Report, Mayıs, 2013.
- Engle, R ve Granger, C.W.J(1987) “Cointegration and Error Correction: representation, estimation and testing” **Econometrica**, 55, s: 251-276
- Elliott, Graham, Pesavento, Elena. “On the Failure of Purchasing Power Parity for Bilateral Exchange Rates after 1973 “ **Journal of Money, Credit and Banking**, Cilt: 38, No:6, Sep., 2006, s. 1405-1430

- Erbaykal, E., Ertuğrul H. M., “Türkiye’de Ekonomik Büyüme ile Elektrik Tüketimi İlişkisi: Sınır Testi Yaklaşımı”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 8(1), 2007, s. 72–80.
- ERTÜRK, E. Uluslararası İktisat, Alfa Yayınları, 2. Baskı, 2001, İstanbul.
- Esen, O., “ Hiperenflasyon Korkusu ve İstikrar Programları”, Ekonomik Yaklaşım, Cilt:4, 8, 1993, s. 19-33
- Fahmy, Yasser A.F., Kandil, Magda., “The Fisher effect: new evidence and implications”, International Review of Economics and Finance, 12, 2003, s. 451-465
- Flood, Robert P., Rose, Andrew K., “Uncoverd interest parity in crises”, **IMF Staff Papers**, Vol: 49, 12, 2002, s. 252-266
- Fosu, A. E., Magnus, F. J., “Bounds Testing Approach to Cointegration: An Examination of Foreign Direct Investment Trade and Growth Relationships”, **American Journal of Applied Sciences**, 3 (11), 2006. s.2079 – 2085.
- Frankel, Jeffrey, “Flexible Exchange Rate; Experience Versus Theory”, **Journal Of Portfolyo Management**, 1989 Kış Mevsimi, s.45-54
- Fox, J., “Nonparametric Simple Regression: Smoothing Scatterplots”, Sage University Paper, 2000, No: 07–130, s.22
- Froot, Kenneth A., Rogoff, Kenneth. “Perspectives On PPP And Long-Run Real Exchange Rates’ **National Bureau Of Economic Research, Working Paper**, No. 4952, December 1994, s. 01-50

- Guillermo A. Calvo And Carmen M. Reinhart, “Fear Of Floating”, **The Quarterly Journal of Economics**, Mayıs 2002, 2. Baskı, s.392-405
- Hardle, W, L, O., “**Applied Nonparametric Methods, Cowles Foundation Discussion Paper**” 1069, 1994, s.4
- Hardle, W. “**Applied Nonparametric Regression**”, **Cambridge University Press**”, 1990, s. 4-5
- Hepsağ, Aycan., “Türkiye’de Enflasyon İle İşsizlik Arasındaki İlişkinin Analizi: Sınır Testi Yaklaşımı”, **İktisat Fakültesi Mecmuası**, Cilt 59, No.1, 2009, s.169-190
- IMF. Annual Report on Exchange Arrangements and Exchange Restrictions. Washington D.C., 2013.
- IMF, World Economic Outlook 14 Nisan 2014, **IMF Publication Services**, s.34-45
- İnan, Emre Alpan. “Kur Rejimi Tercihi ve Türkiye”, **Türkiye Bankalar Birliği**, Şubat 2002, s.4
- İnandım, Ş., “**Kısa vadeli sermaye hareketleri ile reel döviz kuru etkileşimi: Türkiye örneği**” Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü, 2005, Ankara.
- Isard, Peter., “Uncoverd interest parity”, **IMF Working Paper**, WP/06/96, 2006, s. 1-12
- Jaebeom, K., “**Real exchange rates and real interest differentials for sectoral data: A dynamic SUR approach**”, **Economic Letters**, 2007, 97, s. 247-252
- Johansen, Soren., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors”,

- Journal of Economic Dynamic Control**, 12 (1), 1988, s. 231-254
- Johansen, Soren.,
Juselius, Katerina., “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money”, **Oxford Bull. Econ. Stat.**, 52 (2), 1990, s.169-210.
- Karasoy, Almila. “Para Kurulu Sistemi’nin Uygulanması” T.C. **Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Tartışma Tebliği** No: 9622 Ekim 1996 s.138
- Kargbo, Joseph M., “Cointegration Tests of Purchasing Power Parity in Africa “ **World Development** Vol. 31, No. 10, 2003, s. 1673-1685
- Kilian, Lutz., Taylor,
Mark P., “Why is it so difficult to beat the random walk forecast of exchange rates?”, **Journal of International Economics**, No. 60, 2003, s. 85-107
- Krugman Paul R.,
Maurice O., “**International Economics**” , Elm Street Publishing Services, Inc. 2006
- Levich, Richard M, “The Use And Analysis of Foreign Exchange Forecast: Current Issues And Evidence”, araştırma Euro Money Treasury danışmanlık programında sunulmuştur. New York, 4-5 Eylül 1980.
- Lothian, James R.,
Taylor, Mark P., “Real exchange rate behavior”, **Journal of International Money and Finance**, Cilt: 16, No. 6, 1997, s. 945-954
- Lothian, James R., “Purchasing power parity over two centuries:

- Taylor, Mark P., strengthening the case for real exchange rate stability A reply to Cuddington and Liang”, **Journal of International Money and Finance**, Cilt: 19, No. 6, 2000, s. 759-764
- Madura, Jeff, **International Financial Management, Uluslararası Finansal Yönetim-1**, Kısaltılmış 10. Baskıdan Çeviri, Editörü: Hatice Doğukanlı, Nobel Yayınları, s. 179
- Meese, Richard ve Rogoff, Kenneth, “Empirical Exchange Rate Models Of The Seventies: Do They Fit Out Of Sample?”, **Journal Of International Economics**, 14, 1/2, 1983, s. 3-24
- Mishkin, F.S., **“The Economics of Money, Banking and Financial Markets”**, Pearsan-Addison Wesley, 9. Baskı, 1997, s.97
- Morgan Stanley, Research Outlook, Global Currency Research Team, 01 Ağustos 2013, s.1-38
- Narayan, P. K., Narayan, S., “Estimating Income and Price Elasticities of Imports for Fiji in a Cointegration Framework”, **Economic Modeling**, 22, 2004, s. 423–438.
- Narayan, Paresh Kumar., “New evidence on purchasing power parity from 17 OECD countries”, **Applied Economics**, 37, 2005, s. 1063-1071
- Newbold, Paul., **İşletme ve İktisat için İstatistik**, Ümit Şenesen (çev.), 4. Basım, İstanbul: Literatür Yayınları, 2000, s. 761. Ayrıca; Jonathan Cryer, Time Series Analysis, 1. Basım, Boston: Duxbury Press, 1986, s. 46.
- Niso, Abuaf, Jorion, Philippe, “Purchasing Power Parity in the Long Run”, **The Journal of Finance**, 45. Sayı, No:1, s:172-175, Mart

- 1990
- Obstfeld, Maurice., “International Currency Experience: New Lessons and Lessons Relearned”, University of California; Berkeley, , **Brooking Papers on Economic Activity**, No:1, 1995, s: 119-130
- Obstfeld, M., Rogoff, K., “The six major puzzles in international macroeconomics: Is there a common cause?”, in B.S Bernanke, and K. Rogoff (eds.), NBER Macroeconomics Annual 2000, **MIT Press**, 2001, s: 381.
- Oksay, Suna., “**Döviz Kuru ve Ödemeler Bilançosu Politikaları: Türkiye (1923-2000)**”, Beta Basım, İstanbul, 2001.s.32-33
- O'Neill, Jim. “Building Better Global Economic BRICs”, **Global Economics Paper** No: 66. Goldman Sachs., 30 Kasım 2001
- Osler, Carrol L. “Currency Orders And Exchange Rate Dynamics: An Explanation For The Predictive Success Of Technical Analysis”, **Journal Of Finance**, Ekim 2003, s.1791-1818
- Özer, M., “**Türkiye’de Reel Döviz Kurunun Zaman Serisi Analizi (1975-1991)**”, Doktora Tezi, Anadolu Üniversitesi, 1992, s. 32-49.
- Pesaran, M. Shin, H., Y., “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, **Journal of Applied Econometrics**, 16, 2001, s. 289–326.
- Rogers, John H., Jenkins, “Haircuts or Hysteresis? Sources of Movements in Real

- Michael, Exchange Rates”, **Journal of International Economics**, 38, 1995, s.339-60
- Sachsida, Adolfo., Ellery JR, Roberto., Teixeira, Joanelio Rodolpho., “Uncovered interest parity and the peso problem: the Brazilian case”, **Applied Economics Letters**, 8, 2001, s. 179-181
- Salehizadeh, Mehdi., Taylor, Robert., “A test of purchasing power parity for emerging economies”, **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 9, 1999, s. 183-193
- Sarno, Lucio., Taylor, Mark.P., “Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion”, **Economics Letters**, 60, 1998, s. 131-137
- Sarno, Lucio., Valente, Giorgio., “Deviations from purchasing power parity under different exchange rate regimes: Do they revert and, if so, how?”, **Journal of Banking & Finance**, 30, 2006, s. 3147-3169
- Spencer Jones, “Deviations from Covered Interest Parity During the Credit Crisis”, **The Leonard N. Stern School of Business Glucksman Institute for Research in Securities Markets** Faculty Advisor: Richard Levich, April 1, 2009
- Narayan, Paresh Kumar., “New evidence on purchasing power parity from 17 OECD countries”, **Applied Economics**, 37, 2005, s. 1063-1071
- Parasız, İlker. **Makro Ekonomi**, Ezgi Kitabevi, 4. Baskı, 1993, s. 203
- Seyidoğlu, Halil. “**Uluslararası Finans**” Güzem Can Yayınları 4. Baskı, 2003, s.14-15

- Salehizadeh, Mehdi., Taylor, Robert., “A test of purchasing power parity for emerging economies”, **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money**, 9, 1999, s. 183-193
- Shapiro, Alan C., **Multinational Financial Management**, 10. Baskı, 11 Kasım 2013 s.143, Wiley
- Sarno, Lucio., Taylor, Mark.P., “Real exchange rates under the recent float: unequivocal evidence of mean reversion”, **Economics Letters**, 60, 1998, s. 131-137
- Sarno, Lucio., Valente, Giorgio., “Deviations from purchasing power parity under different exchange rate regimes: Do they revert and, if so, how?”, **Journal of Banking & Finance**, 30, 2006, s. 3147-3169
- Sarno, Lucio., “Real exchange rate behavior in the Middle East: a re-examination”, **Economics Letters**, 66, 2000, s. 127-136
- Sarno, Lucio., Taylor, Mark P., Chowdhury, Ibrahim., “Nonlinear dynamics in deviations from the law of one price: a broad-based empirical study”, **Journal of International Money and Finance**, 23, 2004, s. 1-25
- Schnabl, Gunther., Baur, Dirk., “Purchasing power parity: Granger causality tests for the yen-dollar exchange rate ”, **Japan and The World Economy**, 14, 2002, s. 425-444
- Serletis, Apostolos., Gogas, Periklis., “Long-horizon regression tests of the theory of purchasing power parity”, **Journal of Banking & Finance**, 28, 2004, s. 1961-1985
- Sideris, Dimitrios., “Purchasing Power Parity in economies in transition: evidence from Central and East European countries”,

- Applied Financial Economics**, 16, 2006, s. 135-143
- Tarı, Recep, **Ekonometri**, Alfa Yayınevi, İstanbul.1999
- Taylor, Mark P., Sarno, Lucio., “The behavior of real exchange rates during the postBretton Woods period”, **Journal of International Economics**, 46, 1998, s. 281-312
- Taylor, Alan M., Taylor, Mark P., “The Purchasing Power Parity Debate”, **Journal of Economic Perspectives**, Volume 18, 4, 2004, s. 135-158
- Taylor, Alan M., “A Century of Purchasing-Power Parity”, **The Review of Economics and Statistics**, Volume 8, 1, 2002, s. 139-150
- Taylor, Alan M., “Purchasing Power Parity”, **The Review of Int. Economics**, V: 11, 3, 2003, s. 436-452
- Tezcan, Nuray., “**Parametrik Olmayan regresyon Analizi**”, Atatürk Ü. İİBF Dergisi, 10. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu Özel Sayısı, 2011, s. 341-352
- Thomas, Lee R. “A Winning Strategy For Currency-Futures Speculation.”, **Journal of Portfolio Management**, Sonbahar 1985, s. 65-69
- Uzunoğlu, Sadi. “**Para ve Döviz Piyasaları**”, 3. Baskı, Literatür Yayıncılık, Nisan 2007 s:2
- ÜNSAL,E., “**Uluslararası İktisat Kuram Politika ve Açık Ekonomi Makro İktisadı**”, İmaj Yayınevi, 1. Baskı, 2005,
- Yalçınır, K., “**Uluslararası Finansman**”, Gazi Kitabevi, Ankara,

2008

- Yatchew, A., “**Nonparametric Regression Techniques in Economics**”, *Journal of Economic Literature*, 36, 2, 1998, s. 672
- Wu, Jyh-Lin., Cheng, Su-Ying., Hou, Han., “Further evidence on purchasing power parity and country characteristics”, **Int. Review of Economics and Finance**, 20, 2011, s. 257-266

ELEKTRONİK KAYNAKÇA (ELECTRONIC REFERENCES)

Site Adı	Bağlantı	Erişim Tarihi
http://tr.wikipedia.org/	http://tr.wikipedia.org/wiki/Avrupa_Merkez_Bankas%C4%B1 Erişim tarihi:	22.Tem.14
http://www.hazine.gov.tr	http://www.hazine.gov.tr/default.aspx?nsw=4Lohv1LHjN3NaG1BR3D5oA==H7deC+LxBI8=&mid=1003&nm=1003	22.Tem.14
http://www.tcmb.gov.tr	http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/kitaplar/enflasyon.pdf	23.Tem.14
	http://www.tcmb.gov.tr/yeni/banka/emu/Pariteler.pdf ,	24.Tem.14
	http://www.tcmb.gov.tr/yeni/banka/emu/Pariteler.pdf ,	25.Tem.14
www2.aku.edu.tr	www2.aku.edu.tr/.../bolum25_Ulus_Para_Sistemi_Dunu_Bugunu.ppt	26.Tem.14
www.economist.com	http://www.economist.com/content/big-mac-index	06.Ağu.14
	http://www.economist.com/content/big-mac-index	07.Ağu.14
www.imf.org/	IMF World Economic Outlook Veritabanı Ekim 2013	22.Ağu.14
www.worldbank.org/	http://databank.worldbank.org/data/download/GDP.pdf Erişim tarihi:	29.Eyl.14

	http://databank.worldbank.org/data/download/GDP.pdf	30.Eyl.14
https://www.db.com	http://search.deutschebank.de/search/search?template=18&lang=en&resultmaxdocs=100&topic=1765644636&targetframe= blank	30.Eyl.14
http://www.straturk.com	http://www.straturk.com/libor-oranlari/	15.Oca.15
http://www.bigpara.com	http://www.bigpara.com/viop-variant/viop-verileri/	15.Oca.15
www.bloomberght.com/	http://www.bloomberght.com/piyasa/USDTRY%20Curncy	15.Eyl.14
www.stlouisfed.org/	http://research.stlouisfed.org/fred2/	15.Tem.14
www.bi.go.id/en	http://www.bi.go.id/en/statistik/seki/terkini/moneter/Contents/Default.aspx	17.Ekm.14
www.rbi.org.in/	http://rbi.org.in/scripts/statistics.aspx	28.Ksm.14
bcb.gov.br/?ENGLISH	http://rbi.org.in/scripts/statistics.aspx	9.Arl.14
http://tr.wikipedia.org	http://tr.wikipedia.org/wiki/Reel_faiz	28.May.15
www.resbank.co.za	http://wwrs.resbank.co.za/webindicators/EconFinDataForSA.aspx	23.Ksm.14