

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİM DALI

İKTİSAT PROGRAMI

**TÜRKİYE’DE DOLARİZASYON OLGUSU
(1999-2011 YILLARI İÇİN BİR UYGULAMA)**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İsmail Hakkı KOFOĞLU

ŞUBAT – 2013

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İKTİSAT ANABİLİM DALI

İKTİSAT PROGRAMI

**TÜRKİYE’DE DOLARİZASYON OLGUSU
(1999-2011 YILLARI İÇİN BİR UYGULAMA)**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

İsmail Hakkı KOFOĞLU

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE

ŞUBAT – 2013

TRABZON

ONAY

İsmail Hakkı KOFOĞLU tarafından hazırlanan Türkiye’de Dolarizasyon Olgusu (1999-2011 Yılları İçin Bir Uygulama) adlı bu çalışma 06.02.2013 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oy birliği / oy çokluğu ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından İktisat Anabilim dalında Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Hasan ÖZYURT (Başkan)

Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE (Danışman)

Yrd. Doç. Dr. Hüseyin ÖRS

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduklarını onaylarım./..../.....

Prof. Dr. Ahmet ULUSOY
Enstitü Müdürü

BİLDİRİM

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını, aksinin ortaya çıkması durumunda her türlü yasal sonucu kabul ettiğimi beyan ederim.

İsmail Hakkı KOFOĞLU

06/02/2013

ÖNSÖZ

Türkiye’de 1970’li yıllardan sonra yüksek ve oynak enflasyonun bir sonucu olarak dolarizasyon sorunu oluşmuştur. Bu yıllardan 2001 yılına kadar olan dönemde dolarizasyon giderek yükselmiş ancak 2001 yılından itibaren oransal olarak düşmeye başlamıştır. Bu ikinci dönemde hem enflasyonun artış hızı hem de dolarizasyon oransal olarak düşmüştür. Teorik bilgiler yanında uygulamayı da içeren bu tezin konusu, dolarizasyon oranı ile dolarizasyonu olgusunu meydana getirdiği ileri sürülen enflasyon, döviz kurları ve adaptif beklentiler arasındaki etkileşimin adaptif beklentilere göre ekonometrik yöntemle araştırmak ve elde edilen bulgulara dayanarak özellikle 2001 krizinden sonra değişen ekonomik şartlardan sonra dolarizasyon sürecinin seyri hakkında önerilerde bulunmaktır.

Bu uygulamanın ortaya konmasında ve tamamlanmasında yol gösterici ve kritik açıklamaları yanında hiçbir zaman yardımlarını esirgemeyen yüksek hoşgörü ve sabrıyla hocam ve danışmanım sayın Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE’ ye en içten teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca, her zaman desteklerini gördüğüm sayın hocam Prof. Dr. Hasan ÖZYURT’ a ve Yrd. Doç. Dr. Hüseyin ÖRS’e burada teşekkür etmeyi bir borç bilirim. Beni, her teşebbüsümde yalnız bırakmayan eşime, aileme ve arkadaşlarıma da teşekkürü unutmamış değilim.

Trabzon, Şubat 2013

İsmail Hakkı KOFOĞLU

İÇİNDEKİLER

| | |
|---------------------------|------|
| ÖNSÖZ..... | IV |
| İÇİNDEKİLER..... | V |
| ÖZET | IX |
| ABSTRACT | X |
| TABLolar LİSTESİ..... | XI |
| ŞEKİLLER LİSTESİ..... | XIII |
| GRAFİKLER LİSTESİ..... | XIV |
| KISALTMALAR LİSTESİ | XV |
| | |
| GİRİŞ..... | 1-3 |

BİRİNCİ BÖLÜM

| | |
|--|-------------|
| 1. DOLARİZASYON TEORİSİ..... | 4-55 |
| 1.1. Dolarizasyon Tanımları | 5 |
| 1.2. Dolarizasyon Sınıflandırmaları..... | 6 |
| 1.2.1. Tam Dolarizasyon (Full Dollarization)..... | 8 |
| 1.2.2. Kısmi Dolarizasyon (Partial Dollarization) ve Çeşitleri | 8 |
| 1.2.2.1. Para İkamesi (Currency Substitution)..... | 9 |
| 1.2.2.2. Varlık İkamesi (Asset Substitution)..... | 10 |
| 1.2.2.3. Yükümlülük Dolarizasyonu (Liability Dollarization) | 11 |
| 1.2.2.4. Finansal Dolarizasyon (Financial Dollarization)..... | 13 |
| 1.3. Dolarizasyonu Ölçme Yöntemleri | 14 |
| 1.4. Dolarizasyonun Oluşum Nedenleri..... | 18 |
| 1.5. Dolarizasyonun Makro Ekonomik Etkileri | 21 |
| 1.6. Dolarizasyon Teorileri | 23 |
| 1.6.1. Gresham Yasası ve Dolarizasyon..... | 24 |
| 1.6.2. Dolarizasyonun Para Talebi Modelleri | 26 |

| | |
|--|----|
| 1.6.2.1. Cash-in-Advance Yaklaşımı (Gelir-Harcama Yaklaşımı) | 27 |
| 1.6.2.2. İşlem Maliyetleri Yaklaşımı (Transaction Costs Model) | 29 |
| 1.6.3. Dolarizasyonun Portföy Dengesi modelleri | 32 |
| 1.6.3.1. Monetarist Dolarizasyon Teorisi | 32 |
| 1.6.3.2. Sınırlandırılmış Portföy Dengesi Modeli | 34 |
| 1.6.3.3. Dinamik Optimizasyon Modeli | 37 |
| 1.6.3.4. Sınırlandırılmamış Portföy Dengesi Modeli | 40 |
| 1.7. Türkiye’de Dolarizasyon | 42 |
| 1.7.1. Türkiye’de Enflasyonun Değişim Süreci, Kaynakları ve Etkileşimi | 43 |
| 1.7.2. Türkiye’de Dolarizasyon Süreci..... | 48 |

İKİNCİ BÖLÜM

| | |
|---|--------------|
| 2. LİTERATÜR TARAMASI..... | 56-67 |
| 2.1. Türkiye’de Dolarizasyon ve Para İkamesi çalışmalarından Örnekler | 56 |
| 2.2. Dünyada Dolarizasyon ve Para İkamesi çalışmalarından Örnekler..... | 64 |

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

| | |
|--|--------------|
| 3. EKONOMETRİK YÖNTEM | 68-92 |
| 3.1. Zaman Serilerinde Kullanılan Bazı Tanımlayıcı İstatistikler | 68 |
| 3.2. Yapısal Kırılmanın Belirlenmesinde Chow Testi | 70 |
| 3.3. Duraganlık Analizi ve Birimkök Testleri | 71 |
| 3.3.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi | 72 |
| 3.3.2. Phillips-Perron (PP) Birimkök Testi | 74 |
| 3.4. Gecikme Bilgi Kriterleri | 75 |
| 3.4.1. Akaike Bilgi Kriteri (AIC) | 76 |
| 3.4.2. Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)..... | 76 |
| 3.5. Eşbütünleşme (Koentegrasyon) Yöntemi | 77 |
| 3.5.1. Engle-Granger İki Aşamalı Eşbütünleşme Yöntemi | 78 |
| 3.5.2. Johansen Eşbütünleşme Yöntemi | 79 |
| 3.5.3. Hata Düzeltme Modeli (HDM) | 81 |
| 3.6. Granger Nedensellik Analizi | 83 |

| | |
|--|----|
| 3.7. Adaptif Beklentiler Teorisi'ne Göre Dolarizasyon Teorisinin Teorik Yapısı | 85 |
| 3.7.1. Adaptif Beklentiler Teorisine Göre Dolarizasyon Tahmin Modelinin Elde Edilmesi | 86 |
| 3.8. Rasyonel Beklentiler Teorisine Göre Dolarizasyonun Tahmin Yöntemi | 90 |

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

| | |
|--|---------------|
| 4. VERİ SETİ VE DOLARİZASYON MODELİNİN ADAPTİF BEKLENTİLER TEORİSİNE GÖRE SABİTLİ-TRENDLİ VERİLERLE ÇÖZÜM UYGULAMASI | 93-132 |
| 4.1. Zaman Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri | 94 |
| 4.2. Yapısal Değişimin Chow Testiyle Belirlenmesi..... | 98 |
| 4.3. Zaman Serilerinin Philips-Perron (PP) Durağanlık Testleri | 100 |
| 4.4. Dolarizasyon Değişkeninin Seçilmiş İktisadi Değişkenlere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi | 102 |
| 4.4.1. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Enflasyon Değişkeni DLTEFE'deki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (sabitli-trendli model)..... | 103 |
| 4.4.2. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Dolar Kuru DLUSD'deki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli -Trendli Model) | 105 |
| 4.4.3. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Avro Kuru DLEURO'daki Değişmelere Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli-Trendli Model)..... | 106 |
| 4.4.4. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL' un Enflasyon Değişkeni DLTEFE ve Dolar Değişkeni DLUSD' deki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli-Trendli Model) | 108 |
| 4.4.5. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Enflasyon Değişkeni DLTEFE ile Avro Kuru Değişkeni DLEURO'daki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli-Trendli Model)..... | 112 |
| 4.5. Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin Granger Nedensellik Testi Yöntemiyle Test Edilmesi | 115 |
| 4.6. Dolarizasyon Değişkeni İle Seçilen İktisadi Değişkenler Arasındaki Uzun Dönemli İlişkilerin Koentegrasyon Yöntemiyle Test Edilmesi | 115 |

| | |
|---|------------|
| 4.6.1. Engle-Granger Yöntemine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Enflasyon Değişkeni LTEFE Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi..... | 115 |
| 4.6.2. Johansen Yöntemine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Enflasyon Değişkeni LTEFE Arasındaki Eşbütünleşmeni Test Edilmesi .. | 116 |
| 4.6.3. Engle-Granger Tekniğine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Dolar Kuru Değişkeni LUSD Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi. | 119 |
| 4.6.4. Johansen Tekniğine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile LUSD Değişkeni Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi | 120 |
| 4.6.5. Engle-Granger Tekniğine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Avro Kuru Değişkeni LEURO Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi..... | 122 |
| 4.6.6. Johansen Tekniğine Göre LDOL ile LEURO Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi | 124 |
| 4.6.7. Johansen Tekniğine Göre LDOL İle LTEFE-LUSD Arasındaki Koentegrasyonun İlişkisinin Test Edilmesi | 126 |
| 4.6.8. Johansen Tekniği ile LDOL İle LTEFE-LEURO Arasındaki Koentegrasyonun İlişkisinin Tahmin Edilmesi | 129 |
| SONUÇ | 133 |
| YARARLANILAN KAYNAKLAR | 142 |
| EKLER | 154 |
| ÖZGEÇMİŞ | 194 |

ÖZET

Bu tezde, dolarizasyon veya para ikamesi sorununun Türkiye için 1999:01-2011:06 dönemindeki seyri ekonometrik yöntemlerle incelenmiştir. Türkiye’de Dolarizasyon sorunu tarih olarak 1984’e dayandırılabilir. DTH hesaplarıyla ilgili zaman serisi başlangıcı ancak 1986 yılına kadar geri gidebilmektedir. Bu tarihten önceki yıllara ait herhangi bir veri yoktur. Türkiye’de dolarizasyon sorunu 2002 yılına kadar enflasyon ve döviz kuru değişmelerinden ve beklentilerinden etkilenmiştir. Dolarizasyon oranları 2002 yılından itibaren enflasyonla birlikte düşmeye başlamış ve günümüze kadar devam etmiştir. Bu tezde dolarizasyon değişkeni (DTH/M2Y) ile enflasyon, döviz kurları ve adaptif beklenti değişkenleri arasındaki ilişkiler uygulamalı olarak belirlenmeye çalışılmıştır. Ekonometrik uygulamada dolarizasyon olgusunu temsil eden DTH/M2Y ile Enflasyon, USD Dolar, EURO döviz kurları ve Adaptif Beklentiler arasındaki ilişkiler araştırılmıştır. Öncelikle zaman serileri Philips Perron durağanlık testiyle test edilmiştir. Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Daha sonra değişkenlere Granger Nedensellik Testleri uygulanmıştır. Değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiler Engle-Granger, Johansen Koentegrasyon yöntemiyle ve Hata Düzeltme Yöntemiyle (ECM) araştırıldı. Uygulama sonuçlarına göre kısa dönemde, bütün değişkenlerin dolarizasyon üzerindeki etkisi pozitif ancak zayıf olmaktadır. Uzun sadece enflasyondaki değişmeler dolarizasyon sürecini açıklamakta daha etkin olduğu söylenebilir. Her tahmin modelinde yer alan adaptif beklentilerin dolarizasyon sürecini etkilediği gözlenmektedir.

Anahtar Kelimeler: Dolarizasyon, Para İkamesi, Regresyon, Granger Nedensellik Analizi, Koentegrasyon,

ABSTRACT

In this thesis, dollarization or currency substitution problem was studied through econometrics method between 1999:01-2011:06 period for Turkey. Dollarization problem can be based on in 1984 in Turkey. To the beginning about the time serials of DTH calculation can be only gone back to 1986. There is no data from this date to the past years. Dollarization problem had been influenced until 2002 by changeable inflation and foreign exchange value and their expectation. Dollarization rates with the inflation began to decrease since 2002 and have been decreased up to now. In this thesis the relations between changeable dollarization rates (DTH/M2Y) with inflation, foreign exchange and changeable adaptive expectation were tried to become definite practically. In the econometrics application the relations between dollarization rates (DTH/M2Y) with inflation, USD Dollar, EURO foreign exchange and adaptive expectations were studied. First, time-serials were tested by Philips Peron Stability Test. The short run relations between the variables were estimated by OLS method. After that Granger Causality Test was put into practice on variables. Long run relations between the variables were studied by using E.Granger, Johansen Cointegration Method and Error Correction Method (ECM). In the short run, according to the application results, the effect in the related period of the all variables on dollarization have been positive but small. In the long run it can be said that the changing of inflation can explain dollarization process is more effective. Adaptive expectations which appear in every estimated model have influenced on dollarization process can be said.

Key Words: Dollarization, Currency substitution, Regression, Granger Causality Analysis, Cointegration,

TABLULAR LİSTESİ

| <u>Tablo Nr.</u> | <u>Tablonun Adı</u> | <u>Sayfa Nr.</u> |
|-------------------------|--|-------------------------|
| 1 | Dolarizasyon Tipolojisi | 7 |
| 2 | Bileşik Dolarizasyon Endeksleri | 16 |
| 3 | 1981-2010 Yılları Tefe ve Tüfe Yıllık Ortalama Değişim Oranları..... | 43 |
| 4 | Dolarizasyon Oranları ve DTH'deki Değişimi..... | 54 |
| 5 | İz ve Özdeğer İstatistikleri için Örnek Hipotezler | 81 |
| 6 | Veri Seti Değişkenler Tablosu..... | 93 |
| 7 | Zaman Serilerinin Düzey Değerleri İçin Korelasyon Tablosu | 94 |
| 8 | Durağanlaştırılmış Zaman Serilerinin Korelasyon Tablosu | 95 |
| 9 | Serilerin Düzey Değerleriyle İlgili Tanımlayıcı İstatistikler | 95 |
| 10 | Philips-Perron Birim-Kök Testi Sonuçları (Sabitli-Trendli)..... | 102 |
| 11 | Enflasyon (DLTEFE) İçin Çözüm Sonuçları | 103 |
| 12 | DOLAR (DLUSD) İçin Çözüm Sonuçları | 105 |
| 13 | EURO (DLEURO) İçin Çözüm Sonuçları | 107 |
| 14 | DLTEFE ve DLUSD İçin Çözüm Sonuçları | 109 |
| 15 | DLTEFE-DLEURO-DLDOL İçin Çözüm Sonuçları..... | 111 |
| 16 | Granger Nedensellik Sonuçları Özet Tablosu | 113 |
| 17 | ADF - (Engle-Yoo) Kritik Değer Karşılaştırması | 116 |
| 18 | Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LTEFE | 117 |
| 19 | Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri | 118 |
| 20 | DLDOL-DLTEFE Modeli İçin Uyarılma Katsayıları | 119 |
| 21 | ADF- (Engle-Yoo) Kritik Değer Karşılaştırması | 120 |
| 22 | Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-USD | 121 |
| 23 | Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri | 122 |
| 24 | ADF- (Engle-Yoo) Kritik Değer Karşılaştırması | 123 |
| 25 | Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LEURO..... | 124 |
| 26 | Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri | 125 |

| | | |
|----|---|-----|
| 27 | Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LTEFE-LUSD | 126 |
| 28 | Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri | 127 |
| 29 | LDOL-LTEFE-LUSD Modeli İçin Uyarlama Katsayıları | 128 |
| 30 | Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LTEFE-LEURO | 129 |
| 31 | Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri | 130 |
| 32 | LDOL-LTEFE-LEURO Modeli İçin Uyarlama Katsayıları | 132 |

ŞEKİLLER LİSTESİ

| <u>Şekil Nr.</u> | <u>Şeklin Adı</u> | <u>Şekil Nr</u> |
|------------------|--|-----------------|
| 1 | Türkiye’de Kamu Ekonomisinin Enflasyonist Süreçteki Yeri | 46 |
| 2 | Türkiye’de Enflasyon Kaynaklarının Etkileşimi | 47 |
| 3 | Granger Nedensellik Çizelgesi..... | 114 |

GRAFİKLER LİSTESİ

| <u>Grafik Nr.</u> | <u>Grafik Adı</u> | <u>Sayfa Nr</u> |
|--------------------------|--|------------------------|
| 1 | TEFE ve TÜFE Değişim Oranları Karşılaştırılması..... | 44 |
| 2 | Türkiye’de 1999-2011 Yılları Dolarizasyon Oranları (DTH/M2Y)..... | 51 |
| 3 | Türkiye’de DTH –Dolarizasyon Derecesi İlişkisi | 52 |
| 4 | 1999:01-2011:06 Yılları Para Arzı ve DTH Zaman İçindeki Değişimi.. | 53 |
| 5 | Zaman Serilerinin Zaman Yolu Grafikleri | 97 |

KISALTMALAR LİSTESİ

| | |
|--------|--|
| ABD | : Amerika Birleşik Devletleri |
| ADF | : Genişletilmiş Dickey-Fuller Birimkök Testi |
| AIC | : Akaike Bilgi Kriteri |
| AR | : Oto Regressiv |
| ARDL | : Oto Regressiv Gecikmesi Dağıtılmış |
| ARMA | : Oto Regressiv Hareketli Ortalama |
| CES | : Sabit Getirili Üretim Fonksiyonu |
| DF | : Dickey-Fuller Testi |
| DM | : Alman Markı |
| DPD | : Dinamik Panel Veri |
| DTH | : Döviz Tevdiat Hesapları |
| DTM | : Dış Ticaret Müsteşarlığı |
| ECM | : Hata Düzeltme Modeli |
| EGARCH | : Üstel Genelleştirilmiş Oto Regressiv Koşullu Değişen Varyans |
| EKK | : En Küçük Kareler Yöntemi |
| EURO | : Avro, Avrupa Birliği Para Birimi |
| FD | : Finansal Dolarizasyon veya Bileşik Dolarizasyon |
| GSMH | : Gayri Safi Milli Hasıla |
| GSYİH | : Gayri Safi Yurt İçi Hasıla |
| HDM | : Hata Düzeltme Modeli |
| MA | : Hareketli Ortalama |
| IMF | : Uluslararası Para Fonu |
| İTO | : İstanbul Ticaret Odası |
| OECD | : Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Teşkilatı |
| PP | : Philips-Perron Birim Kök Testi |
| PPP | : Satınalma Gücü Paritesi |
| RESID | : Hata Serisi |
| SDRS | : Özel çekme hakları |

| | |
|------|--------------------------------------|
| SGP | : Satın alma Gücü Paritesi |
| SIC | : Schwarz Bilgi Kriter |
| TCMB | : Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası |
| TEFE | : Toptan Eşya Fiyatları Endeksi |
| TÜFE | : Tüketici Fiyatları Endeksi |
| TÜİK | : Türkiye İstatistik Kurumu |
| USD | : Amerikan Doları |
| VAR | : Vektör oto Regresyon |
| YP | : Yabancı Para |
| TL | : Türk Lirası |

GİRİŞ

1973'de yaşanan petrol krizinden sonra enerji fiyatlarında önceki yıllara göre büyük artışlar meydana gelmiştir. Bu fiyat artışları, petrol ithal eden ülke ekonomilerinde maliyet enflasyonuna neden olmuştur. Petrol bakımından dışa bağımlı olan Türkiye de petrol fiyatları nedeniyle maliyet enflasyonu yaşamıştır. Ayrıca, Türkiye'de korumacı sanayi politikaları, değişen uluslararası koşulların etkisiyle çıkmaza girmiştir. İhracat sektörü ekonominin ihtiyacı olan döviz girdisini sağlamada yetersiz kalmıştır. 1980'li yılların başlarından itibaren ithal ikameci politikalar kaldırılarak kambiyo sistemini düzenleyen yasalar değiştirilmiş ekonomiyi dışa açık duruma getirme adımları atılmaya başlanmıştır. Enflasyon ve döviz kurundaki değişmelerin ve iktisadi beklentilerin bir sonucu olarak ortaya çıkan dolarizasyon, ilerleyen yıllarda değişen ulusal ve uluslararası ekonomik konjonktürün sonucunda ekonomide varlığını etkin bir şekilde hissettirmiştir.

Dolarizasyon sorunu, az gelişmiş ve gelişmemiş ekonomilerde öncelikle yüksek ve oynak enflasyonun bir sonucu olarak ortaya çıkmıştır. Daha sonra döviz kurundaki değişmelerden etkilenerek var olmaya devam etmiştir. Dolarizasyon, hiper enflasyon yaşayan Latin Amerika ülkelerinde örneğin Peru, Arjantin ve Venezüella gibi ülkelerde gözlenen bir sorun olduğu gibi; Afrika'da Nijerya, Tunus ve Kenya gibi ülkelerde; Asya'da, Kamboçya, Pakistan ve Malezya gibi ülkelerde; Avrupa'da, Romanya, Estonya ve Rusya gibi ülkelerde gözlenen bir olgu olmuştur.

Dolarizasyon sorunu yaşanan ülkelerde, (ulusal paranın yanında değeri yüksek yabancı paraların da talep edilmesiyle) ulusal para talebi etkilenmektedir. Yabancı para talebi, ulusal para talebi yanında ulusal paranın dolaşım hızını düşürebilmektedir. Paranın dolaşım hızının düşmesi, ulusal geliri düşürmesinin ardından senyoraj gelirlerini de düşürmektedir. Ayrıca, dolarizasyon sorunu, birçok ülkede örneğin: Türkiye'de yurtiçi ve yurtdışı borçlanma maliyetlerini artırıcı etkilerde bulunmaktadır. Bu durum merkez bankalarının para politikalarının etkinliğini azaltmaktadır.

Dolarizasyon olgusunun, mali araçları ve sermaye piyasası gelişmemiş ülkelerde gözlenen bir olgu olduğu ileri sürülmektedir. Dolarizasyon sorunu ülkelerin genel ekonomi yönetimini etkilemesi yanında, ekonomik birimlerin iktisadi davranışlarını da etkileyebilmektedir. Dolarizasyon sorunu yaşanan ülkelerde, tasarruflarını değerlendirmek isteyen ekonomik birimler için kur değişmelerinden yaralanmak veya spekülasyon yaparak kar etmek amacıyla yabancı para talebi kolay bir yöntem olarak gözükmektedir. Bunun yanında dolarizasyon sorunu, ekonomik birimleri, döviz kurlarında beklenen artıştan korunmak veya işlem maliyetlerinden kaçınmak amacıyla yabancı para talebine yönelmektedir. Dolarizasyon sorunu, ülkelerin reel ve finansal sektörünü de etkileyebilmektedir. Önceden dolarizasyon sorunuyla yaşayan bazı ülkelerin makro ekonomik verilerinde büyük oranda iyileşmeler gözlene de bu ekonomilerde, sorun, düşük düzeylerde de olsa *Dolarizasyon Histeresis* 'i şeklinde varlığını sürdürmektedir.

Bu tezin amacı, Türkiye'de yaşanan dolarizasyon sorununun 1999-2011 yılları arasındaki seyrini hem tarihsel hem de adaptif beklentiler varsayımı altında ekonometrik yöntemlerle test etmektedir. Ayrıca, ekonometrik analiz sonucunda elde edilen sonuçlara dayanarak önerilerde bulunmaktadır. Bu amaçla oluşturulan tez, dört bölüm ve sonuç kısmından oluşmaktadır.

Birinci bölümde, dolarizasyon tanımları, sınıflandırmaları, dolarizasyon teorileri, dolarizasyonu ölçme yöntemleri, oluşum nedenleri ve makro ekonomik etkileri yanında dolarizasyon teorileri üzerinde durularak Türkiye'de dolarizasyon süreci hakkında kronolojik bilgilere yer verilmiştir.

İkinci Bölümde, dünyada ve Türkiye'de dolarizasyon ve para ikamesi konusunda yapılmış ekonometrik uygulamalardan örnekler sunulmuştur.

Üçüncü bölüm, ekonometrik uygulamaların teorik kısmından oluşmaktadır. Eldeki zaman serileriyle yapılacak analizlerde kullanılacak yöntemler hakkında genel açıklamalar yapılarak adaptif beklentiler teorisine göre tahmin edilecek modellerin elde edilişi modellerle gösterilmiştir.

Dördüncü bölümde, seçilmiş makro ekonomik değişkenlere ait zaman serilerinden oluşan veri seti tanımlanarak, bu serilere ait tanımlayıcı istatistikler belirtildikten sonra üçüncü bölümde elde edilen modeller kullanılarak EKK yöntemiyle değişkenler arasındaki duyarlılık ölçülmüş, Granger nedensellik, Engle-Granger Koentegrasyon, Johansen Koentegrasyon ve Hata Düzeltme yöntemleriyle analize devam edilmiştir.

Genel değerlendirme sonuç kısmında, yapılan uygulamadan elde edilen bulgular birlikte değerlendirilerek, Türkiye’de 1999-2011 döneminde yaşanan dolarizasyon sürecinin mahiyeti hakkında varılan kanaat belirtilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. DOLARİZASYON TEORİSİ

Dolarizasyon (Dollarization) veya para ikamesi (Currency Substitution) süreci, dünyada 1970' li yıllarda Bretton Woods sabit döviz kuru sisteminin çökmesinden sonra başlamıştır. 1980'li yıllarda ilk teorik çalışmalar yapıлып iktisat literatürüne yeni bir kavram olarak girmiş bulunmaktadır ve yaklaşık 30 yıldır bu konu üzerinde sayısız çalışmalar ve makaleler üretilmektedir (Ertürk,1991: 11). Özellikle de Latin Amerika'da, Arjantin, Peru, Bolivya gibi ülkelerde, bankalarda döviz hesaplarının açılmasının serbest bırakılmasından sonra bu süreç olgunlaşmaya başlamıştır (Küçükkale, 1996: 9).

Türkiye'de dolarizasyon, 1980'li yıllarda ve özellikle 1984'ten sonra sonraki liberalleşme ve Türk Parasının Kıymetini Koruma Kanununda yapılan değişiklikler ve alınan 30 sayılı karardan sonra yurt dışında çalışan işçilere yurt içinde döviz tevdiat hesabı açmalarının serbest bırakılması ile başlamıştır. Bu haliyle, Türkiye'de yaşanan süreç birçok yönleriyle Latin Amerika deneyimleriyle benzerlik arz etmektedir (Ertürk, 2001: 404).

Dolarizasyon, yüksek enflasyona sahip ülkelerde, para talebinin tahminini ve para politikasının yürütülmesini zorlaştıran bir olgu olarak karşımıza çıkmaktadır. Yüksek yurtiçi enflasyon oranları, reel faizlerin sıfır veya negatif olmasıyla ulusal parayı tutmayı pahalı hale getirmektedir. Böylece yurtiçi yerleşikler, ulusal paralarını düşük enflasyonlu ülke paralarıyla ikame etmektedirler (Seater, 2008: 1).

Para ikamesi kavramı birçok iktisatçı tarafından dolarizasyonla aynı anlamda kullanılmaktadır. Martin Uribe, histeresis sorununu incelediği araştırmasında para ikamesi (Currency Substitution) ile dolarizasyonu (Dollarization) aynı anlamda kullanmıştır. E. Feige, para ikamesi kavramını dolarizasyon tanımı içinde belirtmektedir. Feige'ye göre, yabancı paranın ulusal paranın değişim aracı olma fonksiyonunu üzerine alması para ikamesi ve değer saklama aracı olma fonksiyonunu üzerine almasını ise varlık ikamesi

olarak tanımlamakta ve dolarizasyonu da bu iki ikameyi kapsayan bir süreç olarak tanımlamaktadır. Miguel lebre de Feritas, yapmış olduğu ampirik çalışmasında para ikamesi ile dolarizasyonu aynı anlamda kullanmıştır (Uribe, 1997: 185; Feige, 2003: 2; de Feritas, 2004: 1).

1.1. Dolarizasyon Tanımları

Calvo ve Vegh, para ikamesi ve dolarizasyon arasında yapmış olduğu ayırımında yabancı paranın ulusal para yerine sadece değişim aracı olarak kullanılmasını para ikamesi olarak tanımlamaktadır. Yabancı bir paranın, ulusal paranın, hesap birimi olma, değer saklama aracı olma gibi fonksiyonlarını üstlenmesini de dolarizasyon olarak tanımlamaktadır (Calvo ve Vegh, 1992: 2).

Friedman ve Verbetsky, dolarizasyon kavramıyla paranın, hesap birimi olma ve değer biriktirme aracı olma fonksiyonlarının yabancı paralarca üstlenilmesi durumunu belirtmekte; bunun yanında para ikamesi kavramıyla, paranın hesap birimi olma, değer saklama aracı olma ve değişim aracı olma fonksiyonlarını yitirmesi olarak belirtmektedirler (Friedman ve Verbetsky, 2001: 6). Diğer bir ifadeyle Para ikamesini, dolarizasyon sürecinin son aşaması olarak tanımlamaktadır. Aynı doğrultuda, Kem Reat Viseth, Kamboçya'da para ikamesi durumunu incelediği ekonometrik çalışmasında yabancı bir para veya paraların, ülke içinde ödeme aracı, hesap birimi olma ve değer saklama aracı olma gibi fonksiyonlarını üstlenmesi şeklinde yorumlamaktadır (Viseth, 2001: 3).

Yapılan analizin para ikamesi ile ilişkili olduğu duruma göre ortaya çeşitli dolarizasyon türleri çıkmaktadır: Yükümlülük dolarizasyonu, reel dolarizasyon gibi. Ancak, para ikamesi genel bir kavram ve dolarizasyondan çok daha kapsamlı olarak kullanılmaktadır. Dolarizasyon, daha çok para ikamesinin özel durumlarını belirtmek veya tanımlamak için kullanılmış olsa bile bu iki durumu birbirinden ayırt etmek zordur. Çünkü bunlar birbirine bağlı ve ilişkilidir (Isakova, 2009: 3).

Bu açıklamalardan sonra, dolarizasyon, paranın deęişim aracı, hesap birimi ve deęer saklama aracı olma işlevlerini bir ölçüde veya tamamen yitirerek, bu işlevlerinin başka bir para veya paralarca görülmesi olarak tanımlanabilir.

1.2. Dolarizasyon Sınıflandırmaları

Dolarizasyon farklı şekillerde sınıflandırılmaktadır. Dolarizasyon veya para ikamesi için öncelikle simetrik ve asimetrik para ikamesi şeklinde sınıflandırma yapılmıştır. Bu sınıflandırmaya göre, gelişmiş bir ülkede ikamet eden ulusal ve yabancı bireylerin ulusal ve yabancı para tutmalarını simetrik dolarizasyonu, gelişmekte olan ülkelerin kendi bireylerinin ulusal ve yabancı para tutmalarına karşın yabancı bireylerin sadece yabancı para tutmaları, asimetrik para ikamesi olarak tanımlanmaktadır (Ramirez ve Rojas'a atfen Hekim, 2008: 28). Dolarizasyon veya para ikamesi ise daha çok asimetrik dolarizasyon durumunu belirtmek için kullanılmaktadır (Viseth, 2001: 3-5). Dolarizasyonun, direkt ve endirekt olarak sınıflandırılmasına göre, bir ülkede yabancı para kullanılması direkt dolarizasyon ve aynı ülkede yabancı para cinsi varlıkların kullanılması ise endirekt dolarizasyon olarak tanımlanmaktadır (Mc Kinnon'a atfen Milenković and Davidović, 2013:140). Ize ve Yeyati ise finansal dolarizasyonu, varlık ve yükümlülük dolarizasyon kavramlarını birlikte ifade etmek için kullanmıştır (Ize ve Yeyati, 2003:323).

Dolarizasyon sınıflandırmaları, dikkate alınan kritere göre yapılmaktadır. Meyer, dolarizasyonu, resmi, yarı resmi ve resmi olmayan dolarizasyon şeklinde ayırma tabi tutmuştur. Buna göre, Resmi dolarizasyon ile Doların, yabancı bir ülkede resmi para olarak kabul edilmesi; Yarı resmi dolarizasyon kavramıyla, Doların yerel paranın yanında aynı derecede etkili ve resmi para olarak kabul edilmesi; gayri resmi veya resmi olmayan dolarizasyon (unofficial dollarization) ile resmi yerel paranın yanında Doların yerel para gibi ödeme, hesaplama ve deęer biriktirme aracı olarak kullanılması şeklinde tanımlanmaktadır. Meyer, yapmış olduğu bu ayırımında gayri resmi dolarizasyon ile para ikamesini aynı anlamda kullanmaktadır (Meyer, 2000: 1). Calvo, Dolarizasyon kavramıyla tam dolarizasyonu ifade etmektedir. Dolarizasyonu 1999'da yaptığı çalışmaya dayanarak, yabancı bir paranın ulusal paranın yanında resmi olarak ödemelerde kullanılması şeklinde tanımlamaktadır. Aynı çalışmada tam dolarizasyon kapsamı dışında kalan dolarizasyon durumlarını da kısmi dolarizasyon başlığı altında açıklamaktadır (Calvo, 1999: 3).

Özellikle 2000’li yılların başından itibaren Dolarizasyon, akademik çalışmalarda öncelikle tam ve kısmi dolarizasyon olmak üzere ikili bir ayırma tabi tutulmakta ve tanımlanmaktadır. Tam dolarizasyon, yabancı bir paranın ulusal paranın üstlendiği tüm fonksiyonları aynı şekilde üstlenip ulusal parayla birlikte dolaşımda olması halidir. Bunun yanında tam dolarizasyon aynı zamanda bir döviz kuru sistemi olarak, sabit döviz kuru sistemleri içinde en uç gösterilmektedir (Edwards ve Savastone, 1999: 7). Tam ve Kısmi Dolarizasyon ayırımı yanında dolarizasyon çok çeşitli şekillerde sınıflandırılmaktadır. Bunlardan, A. Minda, dolarizasyonu siyasal egemenlikle bağlantılı olarak aşağıdaki gibi bir tiplemeye tabi tutmuştur (Minda, 2005: 6).

Tablo 1 : Dolarizasyon Tipolojisi

| | Gayri Resmi Dolarizasyon (De Facto Dolarizasyon) veya Dolarizasyonun Pasif İdaresi | Resmi Dolarizasyon (De Jure Dolarizasyon) veya Dolarizasyonun Aktif İdaresi |
|---|--|--|
| Kısmi Dolarizasyon (Parasal Çokluk) | <p style="text-align: center;">A1</p> <ul style="list-style-type: none"> • Onaylanmamış Kısmi egemenlik kaybı. • En yaygın olan Dolarizasyon şekli • Özel ekonomik birimler tarafından seçilen kendiliğinden oluşan süreç <p>Örnekler: Latin Amerika ekonomilerinin büyük çoğunluğu, Rusya,...</p> | <p style="text-align: center;">A2</p> <ul style="list-style-type: none"> • Onaylanmış kısmi egemenlik kaybı • A1 ve B2 arası orta rejim “yarı resmi dolarizasyon (resmi bi-monetarizm, para kurulu ile veya onsuz bir düello durumu), • Otoriteler, paranın ulusal hesap birimi olmasını ve vergi yükümlülüklerinin yine bu ulusal parayla ödenmesini korumaya çalışmaktadırlar. <p>Örnekler: Guatemala, Liberia</p> |
| Tam Dolarizasyon (Parasal Seçkinlik) | <p style="text-align: center;">B1</p> <ul style="list-style-type: none"> • Onaylanmamış tam egemenlik kaybı • Özel rejim: Siyasi egemenlik eksikliği (ayrılıkçı eğilim, çatışma durumu, siyasal birliğin dağılma durumu) <p>Örnekler: Doğu Timor ve 2000 öncesi Kosova</p> | <p style="text-align: center;">B2</p> <ul style="list-style-type: none"> • Onaylanmış tam egemenlik kaybı, • A1 veya A2’nin sonucunda oluşan endirekt dolarizasyon, otoritelerin teslim olma durumu. • Örnek: Ekvator • Direkt dolarizasyona geçiş. • -B1 durumundan sonra oluşan dolarizasyon durumu, siyasal varlık kazanıldıktan sonra oluşan durum. <p>Örnekler: Karadağ, Kosova, Doğu Timor adaları</p> |

Kaynak: Minda, 2005: 6

1.2.1. Tam Dolarizasyon (Full Dollarization)

Quispe-Agnoli, tam dolarizasyon veya resmi dolarizasyonu para otoritelerinin US dolarını bütün ödemelerde resmi ödeme aracı olarak kabul etmeleri olarak belirtirken USD'nin ulusal paranın hesap birimi olma, değer saklama aracı olma ve değişim aracı olma gibi fonksiyonlarını üstlenmesi olarak tanımlamaktadır. 1990'lı yıllarda gelişmekte olan ülkelerde sık yaşanan finansal krizler, 1994-95 de yaşanan Meksika, 1997 de güneydoğu Asya, 1998 de Rusya, 1999'da Brezilya ve Ekvator, 2001 ve 2002 de Arjantin ve 2000 ve 2001 de Türkiye'de yaşanan krizler birçok ülkenin döviz kuru sistemi arayışlarını başlatmıştır. Bu ülkelerde krizin olduğu anlarda ülkelerin sabit ya da sabit ayarlanabilir döviz kuru sistemlerine sahip olmaları döviz kuru sistemleri konusundaki tartışmaları ilerletmiştir (Quispe-Agnoli, 2006: 55).

Tam dolarizasyonun diğer bir adı da "Resmi Dolarizasyon"dur. Meyer'e göre resmi dolarizasyonun olduğu yerde yerli para kullanılmamaktadır (Meyer, 2000: 1). Resmi dolarizasyon veya tam dolarizasyon, yabancı bir para biriminin, ABD doları veya başka bir paranın, ulusal paranın yerine resmen ve tam olarak kullanılmasıdır. Edwards ve Magendzo, Panama gibi bağımsız fakat tam dolarize olmuş ekonomiler ile Puerto Rico gibi ekonomisi dolarize olmuş kolonilerde dolarizasyon ile ekonomik performans arasındaki ilişkiyi araştırmıştır. Karşılaştırmalı çalışmasında dolarizasyonu, ekonomisi az gelişmiş bir ulusun kendi parasını bırakıp onun yerine gelişmiş bir ülkenin parasını yasal bir ödeme aracı olarak kabul etmesi şeklinde tanımlamaktadır. Tam dolarize olan ekonomilerde enflasyon oranının dolarize olamayan ekonomilere göre daha düşük olduğu ve kişi başına GSYİH'nın dolarize olmayan ekonomilere oranla daha düşük olduğunu tespit etmiştir (Edwards ve Magendzo, 2003: 1-11).

1.2.2. Kısmi Dolarizasyon (Partial Dollarization) ve Çeşitleri

Kısmi Dolarizasyon, ekonomik birimlerin, portföylerinde yabancı para cinsinden varlık ve yükümlülöklere sahip olma durumudur. Calvo, dolarizasyon konusunu kısmi dolarizasyon (partially dollarization) ve tam dolarizasyon (full dollarization) olmak üzere iki kısma ayırarak incelemiştir. Calvo' ya göre eğer yabancı bir para, ulusal bir paranın, hesap birimi olma, değer biriktirme aracı olma ve değişim aracı olma gibi

fonksiyonlarından en az birini üstlenmek şeklinde ortaya çıkan dolarizasyonu partially dollarization yani kısmi dolarizasyon olarak tanımlamaktadır. Bu tür dolarizasyona örnek olarak Arjantin, Bolivya, Peru ve Türkiye’yi örnek göstermektedir (Calvo, 1999: 3).

Kısmi dolarizasyon kavramı genel bir kavram olup, para ikamesinin, varlık ikamesinin, yükümlülük dolarizasyonunun, finansal dolarizasyonunun veya bunların tüm özelliklerini aynı anda içermektedir. Kısmi dolarizasyon anlık bir durum olmayıp belli bir zamanı ve süreci de kapsamaktadır. Dolarizasyon denilince kısmi dolarizasyon bir bütün olarak anlaşılmalıdır. İkamenin ve dolarizasyonun ekonomide ne derecede olduğu tam olarak ölçülememektedir. Kısmi dolarizasyonun tam olarak ölçülememesinin sebeplerinden biri de kayıt dışı ekonominin varlığıdır. Kayıt dışı ekonomi bazen gölge ekonomi olarak da anılmaktadır. Ayrıca, kayıt dışı ekonomi kısmi dolarizasyonun temel sebeplerinden biridir (Feige, 2003: 2).

Sonuç olarak, “Kısmi Dolarizasyon” tam dolarizasyon durumunun mevcut olmadığı gelişmekte olan ülkeler ekonomilerinde farklı şekillerde ortaya çıkan veya benzer dolarizasyon durumunun farklı derecelerinde görülen dolarizasyon türlerinin hepsini ifade etmek için kullanılan ortak bir kavram olmaktadır. Literatürde kısmi dolarizasyon kavramı altında çeşitli dolarizasyon türlerinden bahsedilmektedir. Bunlar, Para ikamesi (currency Substitution), Varlık ikamesi (Asset Substitution), Yükümlülük Dolarizasyonu (Liability Dollarization), Finansal Dolarizasyon (Financial Dollarization) gibi başlıklar altında incelenmişlerdir. Türkiye, kısmi dolarizasyon olgusunu yukarıda anlatılan tüm çeşitleriyle birlikte yaşayan ülkelerden biridir.

1.2.2.1. Para İkamesi (Currency Substitution)

Para ikamesi konusunda gerek ulusal gerekse uluslararası literatürde birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar Bretton Woods sisteminin çöküşüyle birlikte ülkelerin paralarını dalgalanmaya bırakmalarıyla birlikte başlamıştır. Bu çalışmalar, hem teorik hem de dolarizasyon veya para ikamesi olgusunun ülkelerdeki genel durumunu konu edinmişlerdir. Feige (2003), yayınlamış olduğu makalesinde, dolarizasyon sürecini para ikamesi ve varlık ikamesinden oluşan bir süreç olarak değerlendirmiştir. Yabancı bir paranın, ulusal paranın temel fonksiyonlarından olan ödeme aracı olma fonksiyonunu üstlenmesi durumuna para

ikamesi ve yabancı paranın ulusal paranın değer saklama fonksiyonunu üstlenmesi durumuna varlık ikamesi (asset substitution) olarak tanımlamaktadır (Feige ve diğerleri, 2002: 2).

Quispe-Agnoli, yayınlamış olduğu makalesinde gayri resmi dolarizasyon veya kısmi dolarizasyon başlıkları altında para ikamesi ve varlık ikamesi arasındaki ayırımı dikkat çekmiştir. Para ikamesi ile yabancı bir paranın değişim aracı ve hesap birimi olarak kullanılmasını, varlık ikamesi ile yabancı paranın değer saklama aracı olarak kullanılması durumunu veya yabancı para cinsi varlıklara portföylerde yapılan paylaşımın anlaşılması gerektiğini vurgulamıştır (Quispe-Agnoli, 2002: 5). Aynı şekilde, Yeyati'ye göre para ikamesi ile yabancı paraların ödeme aracı ve hesap birimi olarak kullanılması, varlık ikamesi ile ise yabancı paraların değer saklama aracı olarak kullanıldığı durum anlatılmaktadır (Yeyati, 2003: 2). S. Fischer, dolarizasyon terimiyle, varlık ve yükümlülük dolarizasyonunun anlaşıldığını, bunların sebebinin genel olarak ekonomik istikrarsızlık ve uzun süre devam eden enflasyona dayandığını belirtmektedir. Bunun yanında ekonomide küçük ödemeler için ulusal paranın ve büyük ödemeler için yabancı paranın kullanıldığını belirtmektedir (Fischer, 2006: 4).

Dolarizasyon durumunda, ekonomik birimler, yüksek enflasyon ve enflasyon belirsizliğinin yanında döviz kuru oynaklığından korunmak için, spekülörler ise kazanç sağlamak için ulusal paralarını yabancı paralarla ikame etmektedirler. Bir ülkede dolarizasyon var ise o ülkede makro ekonomik değişkenlerden olan, ulusal para talebi, enflasyon oranı, döviz kuru, faiz oranları ve para arzı miktarı dolarizasyondan etkilenir.

1.2.2.2. Varlık İkamesi (Asset Substitution)

Varlık ikamesi, ekonomik birimlerin yapmış oldukları tasarrufları enflasyon riskine karşı korumak amacıyla yabancı para ve yabancı para cinsi aktiflerle değerlendirmelerine denilmektedir. E. L. Feige, ekonomik birimlerin ulusal para yerine yabancı para ve yabancı para cinsinden varlıklar tutmalarını varlık ikamesi olarak belirtmektedir. Bu durumda hem yabancı varlıklardan hem getiri sağlanmakta hem yurtiçi enflasyonun zararlarından korunulmakta hem de portföy çeşitlendirmesi yoluyla bir kazanç sağlanmaktadır. Değer saklamada elde tutulan yabancı para cinsi nakit ya bankada ya da yastık altında

bulundurulmaktadır (Feige, 2003: 2). Aynı doğrultuda, Yeyati de varlık ikamesi kavramıyla, yabancı paraların değer saklama aracı olarak elde tutulmasını belirtmektedir (Yeyati, 2003: 2). Yabancı parasal değerlerin bankalarda tutulması durumuna mevduat dolarizasyonu da denmektedir. Literatürde varlık ikamesini karşılar anlamda mevduat dolarizasyonu (Deposit Dollarization) kavramı kullanılmaktadır (Yunisa, 2009: 3).

Moron (1997), Cuddington'un 1983 tarihli çalışmasına dayanarak belirttiği şekliyle ekonomik birimlerin, ellerinde parasal olmayan yabancı varlık bulundurmaları durumunu varlık ikamesi ve ekonomik birimlerin değişim amaçlı olarak yabancı para bulundurmalarını ise para ikamesi olarak tanımlanmaktadır. Aynı çalışmanın devamında Calvo ve Vegh' in 1992 ve 1996 yıllarında yayınladıkları çalışmalara dayanarak yapmış olduğu sınıflandırmada varlık ikamesinin ülkeler arasındaki faiz oranları farklarına bağlı olduğunu, para ikamesinin ise enflasyon oranları farklarıyla açıklanabileceğini belirtmektedir (Moron, 1997: 2-3).

1.2.2.3. Yükümlülük Dolarizasyonu (Liability Dollarization)

Ekonomik birimlerin, firmaların, hükümetlerin ve fon arz edenlerin yabancı para cinsinden yurt içinden veya yurt dışından borçlanmalarına borç veya yükümlülük dolarizasyonu denmektedir. Buna göre, yükümlülük dolarizasyonu, yükümlüğü bulunan ekonomik birimler için kullanılan bir kavramdır. Bankalardaki yabancı para cinsi mevduatlar ile yabancı para cinsinden almış oldukları krediler, bankaların yükümlülüklerini oluşturmaktadır. Yükümlülük dolarizasyonu, bir ülkede kamu kesimi ve bankacılık kesimi dahil tüm ekonomik birimlerin, yabancı para cinsinden büyük miktarda yükümlülüklerinin bulunması anlamına gelmektedir (Adanur Aklan ve Nargeleçekenler, 2009: 1-3). Yükümlülük dolarizasyonunun finansal dolarizasyon kavramından ayrı olarak ele alınmasının nedeni, gelişmekte olan ülkelerde finansal dolarizasyon gibi yükümlülük dolarizasyonunun da yüksek olmasıdır.

Ekonomik birimlerin varlıklarına göre yabancı para cinsi yükümlülüklerin yüksek olması, kur değişimleri sebebiyle bilançolarında sorun oluşturmaktadır. Kur değişimlerini önemli hale getiren temel faktör yükümlülük dolarizasyonudur. Bilançolardaki yüksek oranda yükümlülük kur riski doğurmaktadır. Reel kur artışları yükümlülükleri artırıcı ve

dolayısıyla reel ekonomiyi daraltıcı etkiler ortaya çıkarmaktadır. 1990'lı yıllardan sonra öncelikle Meksika, daha sonra Doğu Asya ve Latin Amerika, Rusya ve Türkiye'de yaşanan finansal krizlerden sonra yapılan finansal yapı analizlerinde bu ülkelerde yüksek oranda yabancı para cinsi yükümlülüklerin bulunduğu belirtilmiştir (Adanur Aklan ve Nargeleçekenler, 2009: 1-3)

Bankalar, yurt dışından ucuz ve uzun vadeli kredi alıp bunu yurt içinde ulusal para olarak veya döviz cinsinden kısa vadeli fon olarak vermeleriyle yükümlülük dolarizasyonunun oluşmasına neden olabilmektedirler. Fon arzedenler ve bankalar, kurun değişerek ulusal paranın değer kaybetmesi durumunda zarara uğramamak için fonlarını döviz veya dövize endeksli olarak sunmaktadırlar. Devletler de yükümlülük dolarizasyonunun bir parçası konumunda olabilirler. Yurt içinde borçlanma olanaklarının olmaması veya yetersiz olması, yurtdışından ulusal para birimi üzerinden borçlanma olanaklarının olmaması, yurt dışından ucuz ve uzun vadeli borçlanma olanaklarının olması yükümlülük dolarizasyonunun artmasına neden olmaktadır (Yavuz, 2009: 280).

Yükümlülük dolarizasyonunda, yabancı para cinsi yükümlülük, ülke dışındaki ekonomik birimlere yönelik olduğu gibi ülke içindeki ekonomik birimlere yönelik de olabilir. Her iki durumda yükümlü olanlar kur riski ile karşı karşıya kalmaktadırlar. Kur riski, ekonomik birimlerin, bankacılık sektörü ve devletin, yabancı para cinsi yükümlülüklerine karşılık yabancı para cinsinden yeterli finansal varlıklara sahip olmamalarını belirtmektedir. Yani, döviz rezervlerinin yetersiz olması, kurun yükselmesine ve sonuçta borcun geri ödenmesinde sorunların yaşanmasına sebep olmaktadır. Dış ödemeler bilançosu açık veren ülkelerde yabancı para cinsinden borçlanmak kur riski taşımaktadır. İktisat literatüründe kur riskine dalgalanma korkusu (Fear of Floating) denmektedir (Honig, 2005: 2). Kur riskinden kaynaklanan borcun geri ödenmeme riskini, Eichengreen ve Hausmann, "Original Sin" yani "Temel Günah" olarak tanımlamaktadır. "Original Sin", bir ülkenin kendi para birimi cinsinden yurtdışından borçlanamamaları durumunu belirtmektedir. Yalnızca OECD (Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Teşkilatı) üyesi ülkeler yurt dışından kendi para birimleri ile borçlanabilmektedir. OECD üyesi olmayan ülkeler daima kur riski ile karşı karşıya kalabilmektedirler (Eichengreen ve Hausmann, 1999: 3).

Türkiye’de 1989’ dan itibaren finansal liberalizasyon süreciyle birlikte bankaların yurtdışından dövizle borçlanmaları kolaylaşmış, bankalar açısından yükümlülükler dolar cinsine dönüşmüştür. 1990’ lı yıllar içerisinde devlet borçlanmasının artması, kontrollü kur politikaları ve piyasayı canlı tutma düşüncesi bankaların hem yurt dışından yoğun bir şekilde borçlanmalarını hem de dövizde açık pozisyonda kalmalarını dolaylı olarak teşvik etmiştir. Bankalar, yurt dışından aldıkları kredileri yurt içinde hazine bonosuna yatırmaları durumunda döviz cinsi rezervleri azalıp açık pozisyonda kalmaktadırlar. Açık pozisyon, sahip olunan varlıkların ilgili yükümlülükleri karşılayamama durumudur. Yani dolar cinsi yükümlülükleri karşılayacak dolar cinsi rezervlerinin olmaması durumuna açık pozisyon denmektedir. Sabit kur sistemlerinde kur riskinin az olması sebebiyle bankalar, fonlarını karlı hazine bonosu yatırımlarına yatırarak açık pozisyonu göze almaktadırlar. Ancak esnek kur sistemlerinde durum bankaları dikkatli olmaya itmektedir. Döviz cinsi borçlanarak oluşturulan kaynaklar, döviz cinsi borç vermeyi gerektirdiği halde TL olarak borç vermenin daha karlı olması borç dolarizasyonunu artırmaktadır (Yay, 2002: 14).

1.2.2.4. Finansal Dolarizasyon (Financial Dollarization)

Finansal dolarizasyon, bir ülkedeki ekonomik birimlerin yabancı para cinsi varlık ve yükümlülüklerini ifade eden bir kavramdır. Finansal Dolarizasyon tanımlaması, Doların en yaygın para birimi olmasından ileri gelmektedir. İktisat literatüründe önceleri ayrı başlıklar halinde incelenen varlık ikamesi ve yükümlülük dolarizasyonu, sonraları finansal dolarizasyon başlığı altında incelenmeye başlanmıştır.

Levy-Yeyati, Finansal dolarizasyonu, varlık ve yükümlülüklerin yabancı para şeklinde tutulması olarak tanımlanmaktadır. Finansal dolarizasyon kavramına bankaların mevduat ve kredileri yanı sıra banka dışı ticari kağıtlar ve devlet borçları da dahil olabilmektedir (Levy-Yeyati, 2003: 2). Finansal dolarizasyon kavramı, hem varlık dolarizasyonunu hem de yükümlülük dolarizasyonunu içermesi, tüm ekonomik birimlerin bilançolarında yoğun olarak yabancı para cinsi hem varlık hem de yükümlülük sahibi olmalarını belirtmektedir. Finansal dolarizasyon kavramı, Varlık dolarizasyonu + yükümlülük dolarizasyonu = Finansal dolarizasyon veya Mevduat dolarizasyonu + Kredi dolarizasyonu = finansal dolarizasyon veya “banka dolarizasyonu” olarak ta bilinmektedir (Arteta, 2003: 1).

Rennhack ve Nozaki, finansal dolarizasyonunun yüksek enflasyon içeren ciddi ekonomik krizlerin ardından oluştuğunu ileri sürmektedirler. Kriz sonrası ekonomik şartlar iyileşse ve enflasyon kontrol altına alınsa bile dolarizasyon kalıcı olabilmektedir. Bunun yanında, finansal dolarizasyonun ülkeden sermaye kaçışına engel olup ekonomik birimlerin tasarruflarının finansal sistem içinde kalmalarını sağlayarak ekonomilere yardımcı olabileceğini ileri sürmektedirler. Aksine olarak, dolarize olan ülkelerdeki bankaların, dolar cinsinden çok az veya hiçbir kazancı olmayanlara dolar üzerinden borç vermeleri ekonomik birimlerin bilançolarında para birimi uyumsuzluğu (Currency Mismatch) oluşturabileceğini belirterek yüksek seviyede finansal dolarizasyonun ekonomik krizlerin derinleşmesine sebebiyet verebileceğini ileri sürülmektedirler (Rennhack ve Nozaki, 2006: 3).

1.3. Dolarizasyonu Ölçme Yöntemleri

Dolarizasyon, ekonomik birimlerin yabancı para ve yabancı para cinsi varlıklara yönelmesi olarak bilindiğine göre yabancı para ve yabancı para cinsi varlıklara yönelmenin iki temel amacı olabilir: Birincisi, ekonomik birikimin ekonomik değerini koruma; ikincisi ise makro ekonomik değişkenlerdeki oynaklığın yarattığı fırsatlardan yararlanma olabilir. Ancak, dolarizasyon ekonomik birimlerin bilançolarına iki şekilde yansıtılmaktadır. Bunlardan birincisi varlık dolarizasyonu şeklinde olup, ekonomik birimlerin bilançolarının aktiflerinde bulunan yabancı para ve yabancı para cinsi varlıkları içermektedir. İkincisi ise yükümlülük dolarizasyonu dediğimiz, ekonomik birimlerin bilançolarının pasif kısmında yer alan yabancı para cinsi yükümlülükleri belirtmektedir. Finansal dolarizasyon kavramı, hem varlık hem de yükümlülük dolarizasyonu kavramlarını içermektedir. Bu açıklamalara dayanarak bir ülkede dolarizasyonun derecesini ölçmede en iyi göstergenin elde edilebilmesi için hem varlık hem de yükümlülük dolarizasyonu değerlerini dikkate almak gerekmektedir. Her iki dolarizasyonu dikkate alan endeks, finansal dolarizasyon endeksi veya bileşik dolarizasyon endeksi olarak tanımlanmaktadır. Bu endeksleri elde etmek için kullanılacak formüller aşağıdaki gibidir (Akıncı ve diğerleri, 2005:1-2):

Varlık Dolarizasyon Oranı: (YP Portföy Toplamı)/(TL+YP Portföy Toplamı)

Yükümlülük Dolarizasyon Oranı: [(YP Krediler)/(Toplam Krediler)] + [(YP ve YP endeksli İç Borç) / (Toplam İç borç)] + [Toplam dış Borç/GSYİH]

- [(YP Krediler) / (Toplam Krediler)]: Banka Dışı Kesimin yükümlülüğünü göstermektedir.
- [(YP ve YP endeksli İç Borç Miktarı) / (Toplam İç borç Miktarı)]: Kamunun YP türü iç yükümlülükleriyle ilgili kısmı oluşturmaktadır.
- [Toplam dış Borç Miktarı / GSYİH]: Bankalar, Banka dışı Kesim ve Kamunun toplam dış yükümlülüklerini göstermektedir.

Reinhart ve diğerleri (2003), “bileşik dolarizasyon endeksi” nin finansal dolarizasyon durumunu ölçmek için kullanılabileceğini belirtmiştir. Bir ülkede bileşik dolarizasyon endeksinin hesabında, DTH/M2Y; Toplam Dış Borç/GSYİH; Hazinesin YP İç Borç Toplamı / Toplam İç Borçlar gibi oranlamaların dikkate alınabileceğini ileri sürmektedirler (Reinhart vd.’ atfen Akıncı ve diğerleri, 2005: 5). Yılmaz (2005) tarafından yapılan çalışmada, Türkiye için ortalama birleşik endeks değeri 1989-2004 yılları için ortalama 10 (yüksek) olarak hesaplanmıştır. Reinhart vd. (2003), bileşik dolarizasyon için yayınladıkları endeks değerlerine göre (Tablo 2), dolarizasyon endeks değerleri:

0-3 Aralığında ise dolarizasyon derecesi düşük,

4-8 Aralığında ise orta düzey,

9-13 Aralığında ise yüksek ve

14-30 Aralığında çok yüksek olarak değerlendirilmektedir.

Tablo 2 : Bileşik Dolarizasyon Endeksleri

| Rasyo Değerleri | Endeks Değerleri |
|---|------------------|
| $X_i^*=0$ | 0 |
| $0 < X_i \leq 0,1$ | 1 |
| $0.1 < X_i \leq 0,2$ | 2 |
| $0.2 < X_i \leq 0,3$ | 3 |
| $0.3 < X_i \leq 0,4$ | 4 |
| $0.4 < X_i \leq 0,5$ | 5 |
| $0.5 < X_i \leq 0,6$ | 6 |
| $0.6 < X_i \leq 0,7$ | 7 |
| $0.7 < X_i \leq 0,8$ | 8 |
| $0.8 < X_i \leq 0,9$ | 9 |
| $X_i > 0,9$ | 10 |
| *: $i = 1, 2, 3$, kullanılan 3 farklı rasyoyu göstermektedir | |

Kaynak: Reinhart ve diğerleri, 2003: 52

Literatürde kredi ve mevduat dolarizasyon derecesi de tanımlanmış olup bunların ölçülmesi için rasyolar oluşturulmuştur. Kredi dolarizasyonu, özel kesime ait yabancı para cinsinden kredilerin özel kesim toplam kredilerine oranı ile ölçülmektedir. Buna alternatif olarak özel kesim yabancı para cinsinden kredilerin banka toplam varlıklarına oranı da kredi dolarizasyonun ölçümünde kullanılmaktadır. Buna göre kredi dolarizasyonu aşağıdaki formülle ölçülebilir (Arteta, 2003: 8):

$$\text{Kredi Dolarizasyonu} = \frac{\text{Özel Kesim Yabancı Para Cinsi Krediler Toplamı}}{\text{Özel Kesim Toplam Krediler}}$$

Mevduat Dolarizasyonu, ekonomik birimlerin yurtiçi bankalarda tuttuğu yabancı para türü mevduatların toplam mevduatlar içindeki oranını temsil etmekte ve dolarizasyonun ölçülmesinde kullanılmaktadır. Kullanılabilecek alternatif rasyo ise yabancı para cinsinden mevduatların, toplam varlıklar içindeki oranı ve yabancı para mevduatların toplam krediler içindeki oranıdır (Arteta, 2003: 8):

$$\text{Mevduat Dolarizasyonu} = \frac{\text{Yabancı Para türü Mevduatlar}}{\text{Toplam Mevduatlar}}$$

Dolarizasyon içeren ekonomilerde dolarizasyonun tam olarak ölçülmesi olanaklı değildir. Ancak, ekonometrik uygulamalarda dolarizasyon oranları değişken olarak kullanılmaktadır. Dolarizasyon veya para ikamesinin ölçümünde aşağıda sıralanan oranlar ya birlikte veya tek olarak kullanılabilir (Sarı, 2007: 13):

- Yabancı para cinsinden mevduatların dar para arzına oranı ($DTH/M2$)
($M2 = \text{dolaşımdaki para} + \text{TL ve yabancı para cinsi mevduatlar toplamı}$)
- Yabancı Para türü mevduatların geniş para arzına oranı ($DTH / M2Y$)
($M2Y = M2 + \text{yabancı para cinsi mevduatlar toplamı}$)
- $DTH / \text{Toplam Mevduatlar}$,
- $DTH / \text{TL Mevduatlar Toplamı}$,
- $\text{Toplam Dış Borç} / \text{GSMH}$
- $\text{Yabancı Paraya Endekli veya Yabancı Para Cinsinden Devlet Borçları} / \text{Toplam Devlet Borçları}$
- Bir ülkedeki ekonomik birimlerin, yabancı para cinsinden sahip oldukları varlıkların, sahip oldukları toplam varlıklara oranı,
- $\text{Dolaşımdaki toplam yabancı paranın dolaşımdaki toplam ulusal paraya oranı}$, gibi.

Yukarıda sayılan dolarizasyon ölçütleri, literatürde teorik olarak genel kabul görmüş dolarizasyon ölçütleri olsa da, bu ölçütlerin bazılarını hesaplayabilmek için gerekli olan verilerin bir kısmını elde etmek kolay değildir ve bir kısım veriler elde edilse bile bunlara güvenilememektedir. Genellikle ekonomide dolaşımdaki yabancı paraya ilişkin veri yoktur ve bundan dolayı da dolarizasyon derecesi tam olarak ölçülememektedir. Bu nedenle, dolarize olmuş ekonomilerde dolarizasyonun ölçümünde veya yapılacak değerlendirmelerde daha çok varlık dolarizasyonu, yükümlülük dolarizasyonu veya her ikisini birlikte kapsayan finansal dolarizasyon verileri kullanılmaktadır. Yapacak olduğumuz ekonometrik uygulamada Türkiye için dolarizasyon göstergesi olarak, yabancı para cinsinden mevduatlar toplamının geniş para arzına oranı ($DTH/M2Y$) kullanılacaktır.

1.4. Dolarizasyonun Oluşum Nedenleri

Özellikle 1990'li yıllardan sonra az gelişmiş ve gelişmemiş ekonomilerde belirgin bir şekilde ortaya çıkan dolarizasyon olgusunun oluşum nedenleri olarak, makro ekonomik dengenin bozulması, ekonomik işleyişe etki eden düzenleyici aksaklıklar ve piyasa yapısındaki bozulmalar ile ekonomik birimlerde oluşan güven kaybı veya eksikliği sayılmaktadır. Güven kaybı hem dolarizasyonun sebebi hem de sonucu olması nedeniyle kendi kendini etkileyebilmektedir (Serdengeçti, 2005: 4).

Dolarizasyon olgusunun oluşmasında etkili olan faktörlerden ilki olarak sayılabilen makro ekonomik istikrarsızlıkların temelinde yüksek ve oynak enflasyon ile kamunun yüksek ve kırılabilir borç stoku yatmaktadır. Yüksek ve oynak enflasyon ekonomik birimleri sahip oldukları değerleri korumak amacıyla dolarizasyona itmektedir. Enflasyonun düzeyini yükselten faktörler arasında, büyük mali açıklar, gereğinden fazla emisyon, döviz ve dış ticaret üzerine konulan kısıtlamalar, görece düşük faiz oranı ve özellikle de aşırı değerlenmiş döviz kurları sayılabilir. Enflasyon oranının yüksekliği ulusal parayı talep edenler açısından elde bulundurma maliyetini artırarak paranın satın alma gücünü zayıflatmaktadır. Yüksek ve kronik enflasyonu oluşturan her neden aynı zamanda dolarizasyon sürecini de etkilemektedir. Yüksek veya kronik enflasyon ulusal para cinsinden varlıkların değerini düşürdüğünden ekonomik birimlerin tepkisel davranmasına sebep olmakta ve ulusal paradan kaçış yaşanmaktadır (Dumrul, 2010: 200).

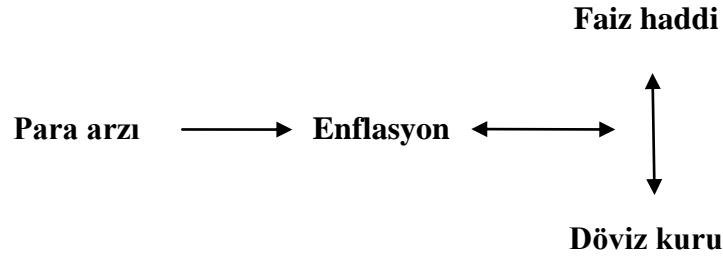
Dolarizasyonun oluşmasında etkili olan diğer değişken döviz kurlarıdır. Yüksek enflasyon, bir ülkede uygulanan döviz kuru sistemine göre ekonomiyi iki türlü sonuca sürüklemektedir. Eğer sabit döviz kuru sistemi uygulanmakta ise devalüasyon beklentisi artmaktadır. Bu durumda, ekonomik olayları takip eden ekonomik birimler beklentilere göre davranacaklarına göre değeri düşebilecek ulusal paradan kaçıp değeri yüksek yabancı paralara yönelecektir. Buna karşılık, esnek döviz kuru sistemi uygulanmakta ise ulusal para değer kaybedecektir. Yani, esnek döviz kuru sisteminde ekonomik birimler daha dikkatli olmak ve daha çok risk almak durumunda kalacaktır. Yüksek ve oynak enflasyon yanında reel döviz kurunda beklenen oynaklık ile sabit döviz kuru sistemleri gibi faktörlerin dolarizasyonu tahrik ettiği ileri sürülmektedir (Hekim, 2008: 28).

Kamu bütçesinde görülen yüksek düzeydeki açıklar makro ekonomik dengeyi bozmasıyla birlikte dolarizasyonu da teşvik edici özellik arz etmektedir. Düşük tasarruf eğilimi sonucu yetersiz olan iç tasarruf, kamunun ihtiyacı olan finansın karşılanmasında yetersiz kalarak yurtdışı borçlanmayı öne çıkarmaktadır. Yurt içi tasarrufun özel teşebbüs tarafından değil de kamu tarafından yüksek faiz oranı karşılığında kaynak olarak kullanılması, ekonomik yapının işleyişini bozarak enflasyonu ve dolarizasyonu artırmaktadır. Bunun yanında, yurtdışından sağlanan yabancı para cinsi borç miktarının artması da dolarizasyonu artırıcı etkide bulunmaktadır (Serdengeçti, 2005: 5).

Dolarizasyon olgusunun oluşmasında etkili olan nedenler arasında ikinci olarak, ekonomik işleyiş düzenleyen kurallar ile piyasa yapısındaki bozulmalar sayılabilmektedir. Yabancı para cinsi mevduatlara verilen devlet garantisi veya mevduat sigortası miktarının yüksek olması ekonomik birimleri yabancı para cinsi mevduata yöneltmesi yanında yabancı para cinsi işlemlerde işlem maliyetlerinin düşük olması da dolarizasyonu teşvik eden faktörlerden olduğu belirtilmektedir (Serdengeçti, 2005: 6).

Dolarizasyon olgusunun oluşmasında ileri sürülen üçüncü bir neden ise uygulanmakta olan iktisat politikalarına duyulan güven eksikliğidir. Ekonomik mekanizmanın düzgün işlenmesini sağlamak için uygulanan iktisat politikaları ekonomik süreci oluşturmaktadır. İktisat politikalarının uygulanması sırasında elde edilen sonuçlar ekonomik birimlerin davranışlarını etkilemektedir. Yüksek ve oynak olan enflasyon iktisat politikalarına duyulabilecek güveni etkisiz hale getirdiğinden güvenli olan yabancı paraya yönelme kaçınılmaz olmaktadır (Serdengeçti, 2005: 7).

Belirsizlik ve histeresis faktörleri de dolarizasyon sürecinin devamında etkili olabilmektedir. Dolarizasyon histeresis'i dolarizasyona neden olan faktörlerden büyük bir kısmı ortadan kalksa bile ekonomik birimlerin geçmişteki davranışlarını sürdürmesi olarak açıklanabilir. Ekonomik sürecin işleyişini belirleyen temel makro ekonomik değişkenlerden olan para arzı, enflasyon, döviz kurları ve faiz oranlarındaki değişimler dolarizasyon sürecini etkilediği bilinmektedir. Bu değişkenler arasındaki etkileşim mekanizması aşağıda görüldüğü gibi para arzından enflasyon değişkenine ve enflasyondan faiz ve döviz kuru değişkenlerine doğru bir yol izlemektedir (Ertürk, 2001: 469).



Kaynak: Ertürk, 2001: 469

Para arzı değişkeni enflasyonu etkilemekte, enflasyon değişkeni ise faiz oranlarını ve döviz kurlarını etkilemekte ve onlardan etkilenmektedir. Makro ekonomik açıdan bakıldığında dolarizasyon olgusunun oluşması, ülkenin içinde bulunduğu ekonomik ortamla ilgilidir. Ekonomik ortamda etkin olan değişkenler arasında yüksek veya kronik enflasyon, faiz oranları ve döviz kurları, aynı zamanda dolarizasyon sürecinde de etkili olan değişkenlerdir. Bu değişkenlere ekonomik ve politik belirsizlik ile dolarizasyon histerisi de eklenebilir.

Dolarizasyon sürecini etkileyen diğer bir değişken de uluslararası faiz oranları arasındaki farklardır. Yüksek enflasyon ortamında enflasyon etkisine karşı ödenen risk priminin yüksekliği faiz oranlarına da yansıdığından ülke içinde döviz cinsi mevduatlara ödenen faiz oranları da yüksek olmaktadır. Yüksek faiz oranları arbitrajcılar için kazanç fırsatı doğurmakta ve kısa vadeli dolaylı yabancı sermayeyi ülke içine çekmektedir. Gelişmekte olan ülkeler veya gelişmemiş ülkelerde sorun olan döviz sıkıntısı, dolarizasyon sürecini devamlı bir sürece döndürmektedir. Döviz sıkıntısının olması, döviz tevdiat hesaplarına ödenen faiz oranının yüksekliğinden ve DTH' lerde meydana gelen artışlardan da gözlenebilmektedir (Dumrul, 2010: 202).

Belirsizlik ve histeresis faktörleri de dolarizasyon olgusunun yaşanmasında etkili olmaktadır. Belirsizlik değişkeni, her zaman etkili olan bir değişken olduğu için şöyle bir değerlendirme yapmak mümkündür: Ekonomik ve politik istikrarsızlıklar belirsizliklere, belirsizlik enflasyona ve enflasyon, dolarizasyon sürecine etki etmektedir. Eğer ekonomide yaşanan enflasyon artma yönünde ise belirsizlik dolarizasyon oranını artırıcı etkide bulunmaktadır. Aksine olarak, ekonomide istikrar ve enflasyonda düşme eğilimi söz konusu olduğunda dolarizasyon sürecinde çözülme beklenmektedir. Ancak, iyi ekonomik ortam söz konusu olduğu halde ekonomik birimlerin, bağlı olan döviz hesaplarında bir

çözülme olmadıysa bu durum ekonomik literatürde *dolarizasyon histeresis*'i olarak tanımlanmaktadır. Dolarizasyon histeresis'inin belirsizlik yanında bir diğer sebebi de işlem maliyetleri olabilmektedir (Hekim, 2008: 30).

1.5. Dolarizasyonun Makro Ekonomik Etkileri

Dolarizasyon, ekonomiyi oluşturan finans, kamu ve reel sektörler yanında para talebini ve dolayısıyla para politikasını etkilemektedir. Dolarizasyon, ekonomideki finans sektörüne, kamu sektörüne ve reel sektöre yaptığı olumsuz etkilerle ekonomide kırılganlığı artırmaktadır. Dolarizasyon, finansal sektörde bulunan ekonomik birimlerin yabancı para cinsi yükümlülüklerinin olması durumunda ödememe riski yanında likitide riskini de artırmaktadır. Ulusal para yüksek oranda değer kaybedince yabancı para cinsi borçlular borçlarını geri ödeyemeyebilirler. Ayrıca, finansal kurumlar da likitide yetersizliği yaşayabilir. Yabancı para cinsi mevduatların yeterli karşılığı yok ise kurumlar, likitide riski altında demektir. Bu durum, finansal krizlere neden olabilir. Finansal kurumlar olası risklerden korunmak için yabancı para cinsi varlıklarını artırmak veya yurt içi kredileri yabancı para cinsinden kullanarak kendilerini koruma yoluna gidebilirler. Ancak, yabancı para cinsi kredi kullandırma durumunda, ulusal paranın değer kaybetmesi halinde kurumlar, alacaklarını tahsil edemeyebilirler (Serdengeçti, 2005: 8).

Finansal krizlerin oluşmasında finansal istikrarsızlık önemli rol oynamaktadır. Finansal istikrarsızlığın sebepleri olarak belirsizliğin artması, faiz oranlarının yükselmesi, finansal ve reel sektörlerde bilançoların bozulmasıyla dolarizasyon seviyesinde görülen artışlar ileri sürülmektedir. Dolarizasyon durumunda bankalar, finansal krizlere karşı kırılganlaşmaktadır. Bankalardan çekilen ulusal paralar dövize yönelmektedir. Türkiye'de 1980'li yılların sonlarına doğru kronik enflasyon sonucu yabancı para cinsi borç sözleşmelerinin artması finansal kırılganlık yaratmıştır. 1994 yılında olduğu gibi 2000 ve 2001 yıllarında ulusal paranın değer kaybetmesinden kaynaklanan finansal kriz yaşanmış bunun sonucunda TL'ye olan güvensizlikten kaynaklanan dolarizasyonda büyük artış gözlenmiştir. Böylece, 2001 yılında dolarizasyon en yüksek seviyelerine kadar çıkmıştır. Ancak, daha sonra dolarizasyon derecesi düşmeye başlamıştır (Şengönül ve Değirmen, 2012: 3).

Dolarizasyonun kamu sektörüne etkisi borç alacak yapısında da kendini göstermektedir. Kamunun yurtdışı ve bazı yurt içi borçlarının yabancı para cinsinden olmasına karşılık vergi gelirlerinin ulusal para cinsinden olması bazı sorunlar yaratmaktadır. Böyle bir durumda, ulusal paranın değer kaybetmesiyle kamu, borçlarını ödeyemez duruma düşebilmektedir. Kamunun ödeyememe durumuna düşmesiyle kamudan alacaklı olan bankacılık kesimi olumsuz etkilenerek finansal kriz riski artmaktadır. Dolarizasyonun reel sektörü etkisi, fiyatlama davranışı ve bilanço yapıları üzerinde görülmektedir. Ulusal para değer kaybedince firmalar dövize bağlı ürünlerin fiyatlarını sıkça değiştirerek enflasyonun yükselmesine neden olmaktadır. Ayrıca, firma bilançolarındaki döviz cinsi borç ve alacak yapıları da sorun yaratmaktadır. Döviz cinsi borç ve alacağın dengelenememesi durumunda döviz kuru riskiyle karşılaşılmaktadır (Serdengeçti, 2005: 10).

Dolarizasyon, merkez bankalarının etkin para politikası uygulamasına engel oluşturmaktadır. Ekonomide dolarizasyonun derecesi arttıkça para politikası etkinliğini kaybetmektedir. Para politikası etkinliğinin anlamı, merkez bankasının para üzerindeki kontrolünü belirtmektedir. Dolarizasyonun varlığı para talebini etkileyerek istikrarsızlaştırmakta ve bunun bir sonucu olarak enflasyonun tahmin ve denetimini güçleştirmektedir. Para politikasının uzun dönemdeki gayesi ülke içinde enflasyon değişkeni üzerinde kontrolü sağlamaktır. Bunun için nominal para arzı, reel para talebindeki değişmelere göre ayarlanmalıdır. Eğer para talebi dolarizasyon sürecinin etkisinde ise veya ulusal para talebi oynak bir hal almışsa, para politikası etkinliğini kaybederek enflasyon üzerindeki kontrol kaybedilmiş demektir (Sarı, 2007: 14).

Sabit döviz kuru sisteminde döviz kurunun kontrol altında tutulmak istenmesi döviz riskini merkez bankasının taşımasına neden olmaktadır. Bu durum, ekonomik birimlerin risk faktörünü ihmal etmelerine neden olup enflasyon göre döviz kurunun daha istikrarlı olması dolayısıyla dolarizasyonu teşvik etmektedir. Esnek döviz kuru sistemi uygulanması durumunda, enflasyon kontrol altına alındığı zaman dolarizasyonu önlemek olası olmaktadır. Bunun yanında dolarizasyon, uzun bir geçmişe sahipse dolarizasyonu önlemek veya düşük düzeylere çekmek olası gözükmez. Yani, enflasyon kontrol altına alınsa da ters dolarizasyon süreci istendiği gibi gerçekleşmeyebilir (Serdengeçti, 2005: 11).

Ayrıca sabit döviz kuru sistemlerinde bir ülkedeki ödemeler dengesi açığı diğer ülkede ödemeler dengesi fazlası olarak karşımıza çıkmaktadır. Esnek kur sistemlerinde ödemeler bilançosu sürekli dengede olduğundan bilanço açığı veya fazlası söz konusu olmamaktadır. Ödemeler dengesi açığı veren ülkede döviz çıkışı olacağından yabancı para değerlenecek ulusal para değer kaybedecektir. Yabancı paranın değerlendirilmesi yabancı paraya olan talebi artırarak ve ulusal paraya olan talep azalacaktır (Adanur Aklan, 2001: 198).

Para politikası, para arzının değiştirilmesiyle ilgili olduğu için para arzındaki değişimler birçok makro ekonomik değişkenin de değişmesine neden olmaktadır. Para arzındaki değişimler, paranın fırsat maliyetini, paraların portföy bileşimlerini, enflasyon oranını, faiz oranını, paraların uluslararası dağılımlarını değiştirmekte ve para talebinde istikrarsızlıklar yaratmaktadır. Para arzı değişikliği, dolarizasyon üzerinde de etkili olmaktadır. Dolarizasyonun, para talebi, enflasyon, finansal krizler, para politikası, maliye politikası (senyoraj gelirleri üzerine etkisi) ve ekonomik büyüme üzerinde olumsuz etkileri olduğu belirtilmektedir (Yıldırım, 2003: 362-378). Herhangi bir ekonomide dolarizasyon var ise o ekonomi dış ekonomik değişkenlerin etkisi altında olup o ekonomide para politikasının, bağımsızlığını ve istikrarını kaybedebileceği ifade edilmektedir. Ülke içinde yaygın hale gelmiş dolarizasyon, hem döviz kuruna müdahaleleri tehlikeli hale getirmekte hem de para politikasının etkisini zayıflatmaktadır (Feige ve Dean, 2002: 3).

1.6. Dolarizasyon Teorileri

Dolarizasyon sürecinin açıklanmasında iki önemli teori söz konusudur. Bunlardan, *portföy çeşitlendirme teorisi*, ekonomik birimlerin yüksek ve kronik enflasyonun zararlarından etkilenmemek için portföylerinde döviz bulundurma yoluna gittiklerini ileri sürmektedir. Dolarizasyon sürecini açıklamaya çalışan diğer teori *Fayda Maksimizasyonu Teorisi*'dir. Ekonomik birimlerin faydalarını maksimize amacı güddükleri görüşüne dayanan fayda maksimizasyonu teorisine göre, dolarizasyon sürecini belirleyen temel etken ulusal paranın uğrayabileceği değer kaybını kazanca dönüştürme düşüncesidir. Her iki teorinin ortak noktası, ekonomik birimlerin, yüksek enflasyon dolayısıyla, değeri düşük ulusal paraları değeri yüksek yabancı paralara dönüştürmelerinin dolarizasyon sürecini oluşturmasıdır (Küçükale, 1996: 72)

Dolarizasyon teorileri başlangıçta para talep teorileri şeklinde oluşturulmasına karşın daha sonra dolarizasyon sorununun açıklanmasında monetarist model ve portföy dengesi modelleri oluşturulmuştur. Dolarizasyon olgusunu inceleyen bir kısım iktisatçılar oluşturdukları modellerde ulusal paranın yanında yabancı para ve para cinsi varlıkları dikkate almışlardır. Diğer bir kısım iktisatçılar ise, dolarizasyonun para talebi modelleri dışında olgunun açıklanmasında makro modeller oluşturmuşlardır. Bazı iktisatçılar ise bir yönüyle aralarında benzerlik bulunan Gresham Yasası' nı dolarizasyon olgusu yanında ele almışlardır. Aşağıdaki alt bölümde öncelikle Gresham yasası kısaca özetlenerek daha sonra konumuz olan dolarizasyon teorileri açıklanacaktır.

1.6.1. Gresham Yasası ve Dolarizasyon

Bir ekonomide ulusal paranın fonksiyonlarını yerine getirebilmesi onun değeri ile ilgilidir. Paralar arasındaki değer farkının ortaya çıkardığı sorunların incelenmesinde dikkati çeken ilk yaklaşım “Gresham Yasası” olarak bilinen yasadır. Gresham Yasası, adını İngiltere’de Kral VIII.Henry’e maliye bakanlığı yapmış olan Thomas Gresham (1519-1579)’dan almaktadır. Gresham Yasası, çift metal sisteminin uygulandığı ekonomilerde ortaya çıkan bir durum olarak bilinmektedir. Gresham yasası kısaca “ kötü para iyi parayı piyasadan kovar” şeklinde tanımlanmaktadır (Dinler, 2007: 414).

Gresham yasası çift metal sisteminin bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır. Çift metal sistemi Avrupa’da 1750’lerden 1825’lere kadar ve ABD’de 1792’den 1861 yılına kadar uygulanmıştır. Gresham Yasası’nın işleyebilmesi için altın ve gümüş gibi çift metalin tedavülde olması ve paralar arasında darphane paritesinin yanında sınırsız para basım ve paraların birbirlerine dönüştürülmesi serbestisinin bulunması gerekir (Hiç, 1978: 113).

Gresham Yasası, hem kapalı ekonomilerde hem de açık piyasa ekonomilerinde gözlenebilmektedir. Kapalı bir ekonomide Gresham Yasası’nın ortaya çıkması süreci şöyledir: Piyasada, aralarında sabit bir değişim oranı olan Altın ve gümüş paralar bulunmaktadır. Başlangıçta paraların metal değeri ile yazılı değerleri arasında bir fark yokken ilerleyen yıllarda piyasadaki gümüş miktarının arttığı varsayalım. Bu durumda arz talep yasası gereği miktarı artan malın değerinin düşeceği gerçeğinden dolayı paraların

metal değeri de düşmektedir. Sonuçta ekonomik birimler, değeri düşmeyen, iyi para olan altını elde tutup tedavül amacıyla gümüş paraları daha çok kullanmaktadır. Ekonomik birimlerin, metal değeri ile yazılı değeri farklı olan gümüş paraları elinden çıkarıp değer kaybetmeyen altın paralara yönelmesiyle gümüş paraların piyasada kullanılma oranı artmaktadır. Bu durum “Gresham yasası” olarak tanımlanmaktadır (Zeytinoğlu, 1976: 242).

Açık bir ekonomide “Gresham Yasası” durumunun ortaya çıkması, hem ülke içi şartların değişmesinden hem de diğer ülkelerdeki şartların değişmesinden kaynaklanabilir. Bu durumu belirtmek için çift metal sisteminin uygulandığı iki ülke olarak ABD ve Fransa’yı ele alalım. ABD’de 1 gram altının gümüş karşılığı 15,5 gram olsun. Fransa’da ise 1 gram altının karşılığı 16 gram gümüş olsun. Bu durumda, Fransa’da yaşayan ekonomik birimler ABD’ye gümüş ihraç edip oradan altın alma yoluna gidebilirler. Bu sürecin uzun süre devam etmesi halinde altın paralar veya külçe olarak altının Fransa’da, gümüşün ise ABD’de birikmiş olması beklenmelidir (Hiç, 1978: 114).

Gresham Yasası ile dolarizasyon olgusu arasındaki benzer ve farklı yönleri paranın fonksiyonları açısından değerlendirdiğimizde aşağıdaki sonuçlara ulaşabiliriz:

- “Para, bir ödeme aracıdır.” fonksiyonuna göre, Gresham yasasının işlediği ekonomilerde, ekonomik birimler, ödeme aracı olarak kötü parayı daha çok kullanmaktadır. Dolarizasyon olgusunun yaşandığı ekonomilerde ise bir kısım ekonomik birimler alacaklarını değerli olan paralar cinsinden talep ettikleri için ödemeler, değerli olan yabancı paralarla yapılmakta ve bu durum ekonomik birimler arasında gittikçe yaygınlaşmaktadır.
- “Para, bir hesap birimidir” fonksiyonuna göre, iktisadi hesaplar, en yaygın ve tercih edilen para cinsinden yapılmaktadır. Birçok ekonomilerde, iyi para konumundaki değeri yüksek yabancı paralar, hesap birimi olarak kullanılmaktadır.
- “Para, değer saklama aracıdır” fonksiyonuna göre, her iki olgunun yaşandığı ekonomilerde, değerli olan paralar değer saklama veya biriktirme aracı olarak kullanılmaktadır. Gresham yasasının geçerli olduğu ekonomilerde iyi para,

dolarizasyon olgusunun yaşadığı ekonomilerde ise değeri yüksek yabancı paralar değer biriktirme aracı olarak kullanılmaktadır

Gresham yasasında kötü para, iyi parayı piyasadan kovduğu halde, dolarizasyonda iyi para kötü parayı piyasadan kovduğu gözlenmektedir. Gresham Yasası ile dolarizasyon olgusunda, değerli olan paranın talep edilmesi veya elde tutulması veyahutta biriktirilmesi açısından benzerlik görülmesine bakarak her iki olgunun aynı olduğu veya biri diğerinin ters işleyişi olarak değerlendirilmemesi gerekmektedir. Her iki olgunun ortak noktası “kovma” eylemidir. Gresham Yasası’na göre, kötü para iyi parayı; dolarizasyonda ise, iyi para kötü parayı piyasadan kovmaktadır. Sonuç olarak, Gresham Yasası bir dolarizasyon teorisi değildir ve dolarizasyon olgusunun açıklanmasında kullanılmamaktadır.

1.6.2. Dolarizasyonun Para Talebi Modelleri

Bu modeller, hangi durumlarda dolarizasyonun ortaya çıkabileceğini araştırmaktadırlar. Ekonomik birimlerin, fayda maksimizasyonu sağlamak için paraların fonksiyonlarından yararlanırken ulusal para yanında yabancı para talep etmeleri durumunda dolarizasyon olgusunun ortaya çıktığını ileri sürmektedirler. Bu teorilere göre, açık bir ekonomide, dolaşımda bulunan ulusal ve yabancı paralar değişim ve değer saklama bakımından birbirlerinin fonksiyonlarını üstlenmektedir. Ekonomik birimler aynı fayda düzeyinde kalmak isterlerse kur değişimleri sonucunda, dolarizasyon olgusu oluşmaktadır. Bu modeller dolarizasyonu tam açıklayamamaktadır (Berke, 2004: 49).

Bu kısımda, dolarizasyon olgusunu açıklamak için ileri sürülen para talebine dayalı dolarizasyon teorilerinden *Cash-in Advance Yaklaşımı* ile *İşlem Maliyetleri Yaklaşımı* ele alınmıştır. Bu teoriler, para ikamesini, paraların işlevlerine bağlı olarak açıklamakta ve para ikamesinin varlığı için gereken koşulları araştırmaktadır. Her iki teorinin de cevap aradığı soru: “likitidenin paralar arasındaki bölüşülebilirliğini belirleyen nedir?” Aşağıdaki alt bölümlerde bu teoriler kısaca özetlenecektir.

1.6.2.1. Cash-in-Advance Yaklaşımı (Gelir-Harcama Yaklaşımı)

Fayda maksimizasyonunu dikkate alan bu yaklaşım, Giovannini ve Turtelbaum (1992) tarafından geliştirilmiştir. Cash-in-advance yaklaşımında açık ekonomilerdeki, ulusal ve yabancı paralar sadece değişim aracı işlevleri yönünden ikame edilebilirlikleri dikkate alınmaktadır. Bilindiği gibi paranın, değişim aracı olması, hesap birimi olması ve değer saklama aracı olması gibi temel fonksiyonları yanında para, işlem güdüsü, ihtiyat güdüsü ve spekülasyon güdüsü ile talep edilmektedir (Özyurt, 2010: 24, 203). Bu yaklaşımda, cash-in-advance üzerinden gidilerek dolarizasyon olgusunun açıklanmasına çalışılmıştır. Dolarizasyon olgusunun ortaya çıkışı açıklanırken temel varsayım olarak, ekonomik birimlerin fayda maksimizasyonunu, bütçe kısıtı ve cash-in-advance (harcama) kısıtı altında gerçekleştirdikleri kabul edilmektedir (Giovannini ve Turtelbaum, 1992: 6).

Cash-in-advance modelinde, iki kapalı ekonomi için iki adet harcama kısıtı varsayılmaktadır. Ekonomik birimlerin, bütçe yani gelir kısıtı yanında harcama kısıtı bulunmaktadır. Modele göre, reel para miktarı, ulusal malları ve reel yabancı miktarı da yabancı malları alabilecek düzeyde bulunması gerekmektedir. M/P ulusal reel para talebini; C , ulusal mal miktarını; M^*/P^* , yabancı ekonomi içindeki reel para miktarını ve C^* ise yabancı ekonomi içindeki mal miktarını göstermek üzere harcama yani cash-in advance modeli aşağıdaki gibi modelleştirilmiştir (Giovannini ve Turtelbaum, 1992: 6):

$$\text{Ulusal mallar için harcama kısıtı: } M / P \geq C \quad (1.1)$$

$$\text{Yabancı mallar için harcama kısıtı: } M^* / P^* \geq C^* \quad (1.2)$$

Böyle bir ekonomide, dolarizasyon olgusunun gerçekleşmesi imkânsızdır. Çünkü reel para miktarları en az mallar kadar veya daha fazladır. Böyle bir ekonomide döviz kuru, mal piyasasında belirlenmektedir. Mal piyasasında tüketici dengesi, ulusal ve yabancı mallar arasındaki marjinal ikame oranına göre oluşmaktadır. Marjinal İkame Oranı, tüketicinin bir maldan bir birim daha fazla alması halinde vazgeçmesi gereken diğer mal miktarını veren bir orandır. Bu durumda mallar arasındaki nispi fiyat, malların faydalarını veren fonksiyonların birinci türevlerinin oranlarına eşit olup aşağıdaki şekilde gösterilmektedir (Giovannini ve Turtelbaum, 1992: 7):

$$(eP^*/P) = [U_1(C,C^*)] / [U_2(C,C^*)] \quad (1.3)$$

Bu eşitlikte P, ulusal mal fiyatlarını ve P* yabancı mal fiyatlarını göstermektedir. C, ulusal mal miktarını ve C*, yabancı mal miktarını temsil etmektedir. U=f(C, C*) ekonomik birimlerin fayda fonksiyonundan hareketle U₁(C, C*), ulusal mal cinsinden fayda fonksiyonunun birinci türevini ve U₂(C,C*), yabancı mal cinsinden fayda fonksiyonunun birinci türevini göstermektedir.

Bu modelde, ekonomik birimlerin fayda fonksiyonunda ulusal ve yabancı mal bulundurmaları dolarizasyon olgusunun oluşmasına olanak tanımaktadır. Fayda fonksiyonunda, mallar arasındaki ikame esnekliğinin sabit ve σ ile gösterildiğini varsayarak nominal döviz kurunu veren formüle ulaşmaya çalışalım. Yukarıdaki (1. 3)' nolu denge formülünden hareketle, tüketilen ulusal mal miktarını y ile tüketilen yabancı mal miktarını y* ile ve mallar arasındaki sabit esneklik oranını σ ile göstermek üzere (1.3) numaralı eşitlik aşağıdaki şekilde yazılabilir (Giovannini ve Turtelbaum, 1992: 7):

$$(eP^*/P) = (y/y^*)^{1/\sigma} \quad (1.4)$$

Yukarıdaki sabit esneklikli nispi fiyat denklemi, yani (1.4)' numaralı eşitlik, miktar denkleminde yerine konularak nominal döviz kurunu veren formüle ulaşılır:

$$e = (y/y^*)^{(1-\sigma)/\sigma} (M/M^*) \quad (1.5)$$

Bu modelde, (1.5) numaralı eşitlikte, ülke içi üretim (y)' nin artmasıyla ulusal para talebi de artar. Ulusal para talebinin artmasıyla birlikte ulusal para değerlenir ve nominal döviz kuru e' nin değeri düşer. Buna paralel olarak, ulusal malların talep esneklikleri ve nispi fiyatları da düşer. Aynı şekilde yabancı mal arzının artmasıyla yabancı paranın değeri artar ve buna bağlı olarak nominal döviz kuru e' nin değeri artar. Ulusal ve yabancı paraların, ulusal ve yabancı mallardan her ikisini de alabileceği ve paradan başka ödeme aracının olmadığı piyasada (1.1) numaralı cash-in-advance kısıtını aşağıdaki formda yeniden düzenleyerek dolarizasyon olgusunu açıklamaya çalışmışlardır. Söz konusu cash-in-advance kısıtının yeni formu aşağıdaki gibidir (Giovannini ve Turtelbaum, 1992: 7-8):

$$(M/P) + [(eP^*/P) (M^*/P^*)] \geq y + (eP^* y^*)/(P) \quad (1.6)$$

Yukarıdaki (1.6) numaralı eşitlikte, eşitliğin sol tarafı toplam talebin ulusal ve yabancı paralar cinsinden reel miktarını, sağ taraf ise ulusal ve yabancı mallardan oluşan toplam arzı veya toplam harcama miktarını göstermektedir. Bu formülasyona göre, toplam arz, toplam talebi aşmamaktadır. Bu eşitlikte ulusal üretimi gösteren y ile mal piyasasındaki yabancı mal miktarını gösteren y^* dışsal bir değişken olarak kabul edilmektedir. Bu modelde, dışsal değişken olan y veya y^* den birinin değişmesi nominal döviz kurunun değişmesine neden olarak kısıtın değerini değiştirmektedir. Bu değişime bağlı olarak farklı nominal döviz kurları altında dolarizasyon olgusu farklı değerlerle ortaya çıkmaktadır (Giovanini ve Turtelbaum,1992: 9).

1.6.2.2. İşlem Maliyetleri Yaklaşımı (Transaction Costs Model)

İşlem maliyetleri yaklaşımı, dolarizasyon olgusunu, ulusal ve yabancı paraların değer saklama fonksiyonuna dayanarak açıklamaktadır. Bu yaklaşımda, ekonomik birimler, ulusal ve yabancı mal talep etmek için portföylerinde nakit bulundurup mal talep ederken fazladan herhangi bir ödeme yapmamaktadırlar. Ekonomik birimler, portföylerinde para dışında finansal varlık bulundurduklarında, mal ve hizmet talep ederken finansal varlıkların paraya dönüştürülmesi için bir miktar giderde bulunmaktadır. Bu durum parayı diğer finansal varlıklar karşısında daha likit yapmaktadır. Bu yaklaşımın teorik yapısının açıklanması, fayda maksimizasyonu eşitliği ve bütçe kısıtına göre yapılmaktadır. Modelde ekonomik birimlerin maksimize etmek istedikleri faydanın fonksiyon olarak gösterimi aşağıdaki gibidir (Giovannini ve Turtelbaum, 19992: 10-14):

$$\text{Max. } \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, C_t^*) \quad (1.7)$$

Ekonomik birimlerin davranışını sınırlayan t döneminde karşılaşılan zamanlar arası bütçe kısıtı ise aşağıdaki gibi olsun:

$$\begin{aligned} & [(\beta_{t+1}/P_t) + [(e_t \cdot B^*_{t+1}) / P_t] + [(M_{t+1})/P_t] + [(e_t \cdot M^*_{t+1}) / P_t] = y_t + [(e_t \cdot P^*_t y^*_t) \\ & - C_t - [(e_t P^*_t C^*_t) / P_t] - \Phi[C_t, C^*_t, (M_t/P_t), (M^*_t/P^*_t)] + B_t (1 + i_{t-1}) / P_t + \\ & [e_t B^*_t (1+i^*_{t-1}) / P_t] + (M_t/P_t) + (e_t M^*_t/P_t) + (Z_t/P_t) + (e_t Z^*_t)/P_t \end{aligned} \quad (1.8)$$

Yukarıdaki (1.8) numaralı modelde, y ve y^* , ulusal ve yabancı toplam arz miktarlarını; B ve B^* , ulusal ve yabancı tahvil miktarını; Φ , işlem maliyetlerini; C ve C^* , ulusal ve yabancı mal tüketim miktarlarını; M/P ve M^*/P^* , ulusal ve yabancı reel para miktarını; Z ve Z^* , sırasıyla ulusal ve yabancı reel nakit miktarlarının dışsal olarak belirlenen değişme miktarlarını; i_t , bir yıl vadeli ulusal tahvilin nominal faiz oranını ve i_t^* yabancı para cinsi tahvilin nominal faiz oranını göstermektedir.

Ekonomik birimler, her dönem bir sonraki dönem için elinde bulunduracağı nakit miktarını (M_{t+1} ve M^*_{t+1}) ve tahvil miktarını (B_{t+1} ve B^*_{t+1}), önceden planlamaktadırlar. İşlem maliyetleri, (1.8) numaralı bütçe kısıtındaki $F_i(\Phi)$, fonksiyonuna bağlıdır. Bu fonksiyon, kısıt içerisinde $\Phi[C_t, C^*_t, (M_t/P_t), (M^*_t/P^*_t)]$ şeklinde temsil edilmektedir. Dolarizasyon olgusu bu fonksiyondaki değişkenlerin değerlerine göre belirlenmektedir.

Bütçe kısıtına ait Lagrange çarpanı λ_t olmak üzere, fayda fonksiyonunun ulusal mal tüketim miktarı (C) ve yabancı mal tüketim miktarı (C^*)' ye göre birinci sıra koşulları için alınan kısmi türevleri aşağıdaki gibi olsun:

$$U_c(C_t, C^*_t) = \lambda_t (1 + \Phi_{t,c}) \quad (1.9)$$

$$U_{c^*}(C_t, C^*_t) = [(e_t.P^*t)/ Pt] \lambda_t \{ 1 + [(Pt) / (e_t.P^*t)] \Phi_{t,c^*} \} \quad (1.10)$$

Yukarıda (1.9) numaralı eşitlikteki ($\Phi_{t,c}$) terimi, işlem maliyetleri fonksiyonunun t dönemindeki ulusal mal tüketim miktarı (C)' ye göre alınan birinci kısmi türevini ve (1.10) numaralı eşitlikte (Φ_{t,c^*}) ise, işlem maliyetleri fonksiyonunun t dönemindeki yabancı mal tüketim miktarı (C^*)' ye göre alınmış birinci kısmi türevini göstermektedir. (1.9) ve (1.10) numaralı eşitlikler, işlem maliyetleri yaklaşımının önemli bir özelliğini göstermektedir.

İşlem maliyetlerinin varlığı, ulusal ve yabancı mallar arasındaki marjinal ikame oranı ile bu malların marjinal dönüşüm oranı (bu oran, bu iki malın göreceli fiyatlarının oranını, yani reel döviz kurunu göstermektedir) arasında olası bir sapmaya (ayırım) neden olmaktadır. Bu sapma, likitide fonksiyonunun formuna bağlı olmaktadır. (1.9) ve (1.10) numaralı kısmi türevlerin aynı olması halinde bu sapma sıfır olması gerekir. Yukarıdaki iki

kısmi türevin aynı olması için işlem maliyetleri fonksiyonu ($f_i(\Phi)$) içindeki C ile C*' nin mükemmel şekilde birbirlerine dönüşümü yani ikamesi gerekmektedir (Giovannini ve Turtelboom, 1992: 11-12).

Ulusal ve yabancı paralar ile ulusal tahvil stokuna göre alınacak kısmi türevler aşağıdaki gibi olsun.

$$\lambda_t / P_t = \beta E_t [(\lambda_{t+1}) / (P_{t+1}) (1 - \Phi_{t+1}, M/P)] \quad (1.11)$$

$$(e_t \lambda_t) / P_t = \beta E_t [[(e_{t+1}) (\lambda_{t+1})] / (P_{t+1})] \\ [1 - (P_{t+1}) / [(P_{t+1}^*) (e_{t+1})] \Phi_{t+1}, M^*/P^*] \quad (1.12)$$

$$\lambda_t / P_t = \beta E_t [(\lambda_{t+1}) / (P_{t+1})] (1 + i_t) \quad (1.13)$$

(1.11), ulusal para için; (1.12), yabancı para için ve (1.13), ulusal tahvil için geleneksel varlık-fiyatlama modellerinin birinci sıra koşullarıdır. Bunlardan (1.11) ve (1.12) numaralı eşitlikler işlem maliyetlerini (Φ) de kapsamaktadır. Burada, ulusal tahviller için 1.sıra koşulu aşağıdaki gibi yeniden yazılabilir (Giovannini ve Turtelbaum, 1992: 12):

$$1 = (1 + i_t) \beta E_t [P_t / (P_{t+1})] [(\lambda_{t+1}) / \lambda_t] \quad (1.14)$$

Bu eşitliğe göre (1.14), ulusal tahvillerin getirisi: Ulusal faiz oranı (i_t), bir dönem öncesi enflasyon oranının bir sonraki dönem enflasyon oranına bölünmesiyle elde edilen deflasyon oranı (P_t / P_{t+1}) ile servetin marjinal faydasının büyüme oranını gösteren $(\lambda_{t+1}) / \lambda_t$ değeri tarafından belirlenmektedir.

Bu modelde, ekonomik birimlerin ulusal ve yabancı para talebi onlardan beklenen hizmetleri tarafından belirlenmektedir. Ekonomik birimler, portföylerinde bulunduracakları para ve finansal varlıkların miktarını, onların beklenen getirilerini karşılaştırarak belirlemektedir. Model, farklı paraların, değer saklama amacıyla talebinin belirleyicilerini göstermektedir. Finansal varlıkların kolayca alınıp satılmadığı finansal piyasaları gelişmemiş ülkelerde işlem maliyetleri artmaktadır. Böylece, likit olmayan finansal varlıklar için işlem maliyetleri arttığı gibi paranın değer saklama aracı olarak

talebi de artmaktadır. Eđer, ulusal paranın beklenen getirisi düşükse yerleşik ekonomik birimlerin enflasyon dolayısıyla yabancı para talepleri artmaktadır (Giovannini ve Turtelboom, 1992: 13).

1.6.3. Dolarizasyonun Portföy Dengesi modelleri

Portföy dengesi modelleri, uluslararası sermaye hareketlerine açık ekonomiler için geçerli olan modellerdir. Bu modellerde para, deęişim ve spekülasyon amaçlı olarak ele alınmaktadır. Bu modellerde portföydeki para ve diđer varlıkların getirileri faiz oranlarına göre deęerlendirilmektedir. Portföy dengesi modelleri, yurtiçi yerleşiklerin, varlıklarını, portföylerinde dağıtma şekillerine göre oluşturulmuş teorilerdir. Bu modeller, kısıtlı ve kısıtsız portföy dengesi modelleri ile dinamik optimizasyon modelleri gibi modellerden oluşmaktadır. Bu modellere göre, ekonomik birimlerin, portföylerinde, farklı finansal varlıklar bulundurmalarının bir sonucu olarak dolarizasyon olgusu ortaya çıkmaktadır. Bu modellerde para, ulusal ve yabancı finansal varlıklar gibi portföyün bir parçası durumundadır (Civcir, 2003a: 517-518).

1.6.3.1. Monetarist Dolarizasyon Teorisi

Monetarist para talebi teorisine göre, finansal varlık olarak paranın talebi, paranın getiri oranına, alternatif finansal varlıkların getiri oranına, toplam gelir veya servete ve beklenen enflasyon oranına baęlıdır. Alternatif finansal varlıkların getiri oranına r ; gelir Y olmak üzere reel gelire y ; beşeri ve beşeri olmayan servete s ; beklenen enflasyon e^b ve fiyat düzeyi P ve para talebi M^I olmak üzere reel para talebi fonksiyonel formu ve fonksiyon deęişkenlerine göre alınmış 1.türevleri aşıęıdaki gibi yazılabilir (Yinusa, 2008: 9):

$$M^U/P = f(r, y, s, e^b) \quad (1.15)$$

$$f^Y > 0, \quad f^s > 0 \quad \text{ve} \quad f^r < 0, \quad f^{e^b} < 0 \quad (1.16)$$

Modele göre, sermaye mobilitesinin geçerli olduęu esnek döviz kuru sistemine sahip küçük ve açık bir ekonomide, işlem yapmak için ekonomik birimlerin ulusal ve yabancı para kullandıkları varsayılmaktadır. Modelde, paralar mükemmel bir şekilde

ikame edilebilmektedirler. Ekonomik birimlerin realize etmek istedikleri fayda fonksiyonu, C_t^T , t dönemindeki ticarete konu mal tüketim miktarı ve C_t^N , t dönemindeki ticarete konu olmayan mal tüketim miktarı; e , reel döviz kurunu temsil etmek üzere aşağıdaki gibi olsun (Vegh, 2011: 20):

$$\int_0^{\infty} [\log(C_t^T) + \log(C_t^N)] e^{-\beta t} dt \quad (1.17)$$

Ekonomik birimler (Y ülkesinin), portföylerinde yabancı para bulundurmalarına karşılık (örneğin: X ülkesinin parasını), yabancılar (X ülkesi ekonomik birimleri) portföylerinde ulusal para (Y ülkesinin parası) bulundurmamaktadırlar. Paralar arasında tam ikame geçerlidir. Modelde, M^U , ulusal para miktarı; M^Y , yabancı para miktarı ve E , nominal döviz kuru olmak üzere ekonomik birimlerin toplam finansal serveti ve t dönemindeki gelir harcama kısıtı aşağıdaki gibidir (De Feritas, 2004: 3):

$$S = M^U + E.M^Y \quad (1.18)$$

$$M^U_t + eM^Y_t = C_t \text{ ' dir.} \quad (1.19)$$

(1.18) numaralı eşitliğe göre toplam finansal serveti oluşturan ulusal para talebi servetin (s) ve beklenen enflasyonun (e^b) bir fonksiyonu ve yabancı para talebi yabancı para talebi ise servetin ve beklenen enflasyonu bir fonksiyonu olmaktadır. Para talep fonksiyonlarına göre, ulusal para talebi, servetteki değişmelerle pozitif ve beklenen enflasyondaki değişmelerle negatif ilişki içindedir. Yabancı para talebi ise hem servetteki hem de ulusal enflasyonda beklenen değişmelerle pozitif ilişki içinde bulunmaktadır Buna göre ulusal ve yabancı para talep fonksiyonları aşağıdaki gibi modellenmektedir:

$$M^U = f(s, e^b) \quad (1.20)$$

$$M^Y = f(s, e^b) \quad (1.21)$$

Modelde, ticarete konu olan tek bir mal bulunmakta ve tek fiyat kanunu geçerlidir. Buna göre, P^U_t , ulusal malın fiyatı; P^Y_t , yabancı malın yabancı ülkedeki fiyatı ve E_t ,

nominal döviz kurunu temsil etmek üzere, tek fiyat kanunu ($P_t^U = E_t P_t^Y$) geçerlidir (Vegh, 2011: 7).

Modelde, döviz kuru ulusal paranın arz ve talebine göre belirlenmektedir. Arz edilen para miktarı talep edilen miktarı aşarsa, o para döviz piyasasında değer kaybeder, tersine, talep arzı aşarsa değer kazanır. Buna göre döviz kurunu veren eşitlik aşağıdaki gibidir (www.kibritcioglu.com):

$$E = P^U / P^Y \quad (1.22)$$

Monetarist dolarizasyon görüşüne göre, gelir-harcama kısıtı altında ve diğer şartlar sabitken para arzının artmasıyla ulusal fiyat düzeyi yükselmekte ve sonuçta ulusal para yabancı para karşısında değer kaybetmektedir. Ulusal paranın değer kaybetmesiyle ekonomik birimlerin değer kaybetmeyen yabancı paraya talepleri artmaktadır. Böylece, ulusal para arzında meydana gelen bir artış sonucunda ekonomik birimler portföylerindeki ulusal paradan yabancı paraya dönüş yani para ikamesi veya dolarizasyon olgusu gerçekleşmektedir (Vegh, 2001: 23).

1.6.3.2. Sınırlandırılmış Portföy Dengesi Modeli,

Sınırlandırılmış portföy dengesi modelini Miles (1978) geliştirmiştir. Bu modele göre ekonomik birimler, finansal servetlerini iki aşamalı olarak finansal varlıklar arasında dağıtmaktadır: ilk adımda, portföylerini, paralar ve tahviller arasında dağıtmaktadırlar. İkinci adımda, paralar, görece fırsat maliyetlerine ve görece parasal etkinliklerine göre Türk Lirası, USD Dolar ve Euro arasında dağıtıldığı varsayılmaktadır. Miles (1978) modelini, Kari Heimonen'den yararlanarak aşağıda açıklamaya çalışalım. Modelin sabit getirili CES tipi "Parasal Hizmet Üretim Fonksiyonu" şeklinde ifadesi aşağıdaki gibidir (Miles'a atfen Heimonen, 2001:17-21):

$$MS / P^i = [\alpha_1 (M^{TL} / P^{TL})^{-\rho} + \alpha_2 (M^{USD} / P^{USD})^{-\rho} + (M^{EURO} / P^{EURO})^{-\rho}]^{-1/(\rho)} \quad (1.23)$$

MS/P^i , parasal hizmet üretim fonksiyonu; $\alpha_1, \alpha_2, \alpha_3$ parasal hizmet fonksiyonundaki paralar tarafından sağlanan tüm fonksiyonların verimliliklerini göstermektedir. Paraların

görelî etkinlikleri fonksiyonel anlamda sabit terimle ifade edilmektedir. Ayrıca, ρ , ulusal ve yabancı paralar arasındaki esneklik parametresini ifade etmektedir. İndis taşıyan P^i ler fiyat düzeyini; M^{TL}/P^{TL} , portföydeki reel TL miktarı; M^{USD}/P^{USD} , reel Dolar miktarı ve M^{EURO}/P^{EURO} , reel Euro miktarını göstermektedir. Parasal Modelde, paralar arasında arbitraj söz konusudur ve ekonomiler arasında satın alma gücü paritesi (PPP) geçerlidir. Buna göre, $P^i = 1$; $e_{TL}^i = P^i/P^{TL}$; $e_{US}^i = P^i/P^{US}$; $e_{EURO}^i = P^i/P^{EURO}$ olmak üzere parasal hizmet fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$MS = (\alpha_1 e_{TL}^i M_{TL}^p + \alpha_2 e_{USD}^i M_{USD}^p + \alpha_3 e_{EURO}^i M_{EURO}^p) \quad (1.24)$$

Miles (1978) 'a göre parasal portföyün ulusal ve yabancı paralar arasındaki ikinci aşamadaki dağılımını paralar arasındaki, görelî fırsat maliyetlerine ve görelî parasal etkinliklerine göre Türk Lirası, USD Dolar ve Euro arasında dağıtıldığı varsayalım. Modelin kısıtı, ekonomik birimlerin sahip olduğu reel parasal servet miktarıdır ve aşağıdaki gibi formüle edilmektedir:

$$M_o^f = (M^{TL}/P^{TL}) (1+i^{TL}) + (M^{USD}/P^{USD}) (1+i^{USD}) + (M^{EURO}/P^{EURO}) (1+i^{EURO}) \quad (1.25)$$

M_o^f , toplam parasal servet; i , faiz oranlarını göstermek üzere reel parasal servet kısıtının satınalma gücü paritesine göre gösterimi ise şöyledir:

$$M_o^f = e_{TL}^i M^{TL} (1+i^{TL}) + e_{US}^i M^{USD} (1+i^{USD}) + e_{EURO}^i M^{EURO} (1+i^{EURO}) \quad (1.26)$$

Parasal hizmet üretim fonksiyonunun maksimizasyon koşullarını sağlaması için (4) numaralı fonksiyonun Lagrange çarpanına göre alınmış türevlerinin belirlenmesi gerekir. Bu türevlere maksimizasyonun 1. Sıra koşulları denmektedir. Bu koşullar aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\partial S / \partial M^{TL} = \lambda(1+i^{TL}) \quad (1.27)$$

$$\partial S / \partial M^{USD} = \lambda (1+i^{USD}) \quad (1.28)$$

$$\partial S / \partial M^{\text{EURO}} = \lambda (1 + i^{\text{EURO}}) \quad (1.29)$$

$$M_o^f = e_{\text{TL}}^i M^{\text{TL}} (1+i^{\text{TL}}) + e_{\text{US}}^i M^{\text{USD}} (1 + i^{\text{USD}}) + e_{\text{EURO}}^i M^{\text{EURO}} (1 + i^{\text{EURO}}) \quad (1.30)$$

Türk lirası, Dolar ve Avro' nun marjinal verimliliklerinin türevini gösteren (1.27), (1.28) ve (1.29) numaralı türevlerden TL'nin diğer paralara göre görece marjinal verimliliğini elde edebiliriz. Aşağıdaki eşitlikler bu değerleri Dolar ve Avro'ya göre vermektedir:

$$(\alpha_1 / \alpha_2) [(e_{\text{TL}}^i M^{\text{TL}}) / (e_{\text{US}}^i M^{\text{USD}})]^{-(1+\rho)} = (1+i^{\text{TL}}) / (1 + i^{\text{USD}}) \quad (1.31)$$

$$(\alpha_1 / \alpha_3) [(e_{\text{TL}}^i M^{\text{TL}}) / (e_{\text{EURO}}^i M^{\text{EURO}})]^{-(1+\rho)} = (1+i^{\text{TL}}) / (1 + i^{\text{EURO}}) \quad (1.32)$$

Yukarıda yazılan (1.30) ve (1.31) numaralı eşitliklerin logaritması alınarak düzenlendiğinde aşağıdaki eşitlikler elde edilir:

$$\log(e_{\text{TL}}^i M^{\text{TL}}) / (e_{\text{US}}^i M^{\text{USD}}) = (1/1+\rho) \log(\alpha_1 / \alpha_2) + (1/1+\rho) (1 + i^{\text{USD}}) / (1+i^{\text{TL}}) + u \quad (1.33)$$

$$\log(e_{\text{TL}}^i M^{\text{TL}}) / (e_{\text{EURO}}^i M^{\text{EURO}}) = (1/1+\rho) \log(\alpha_1 / \alpha_3) + (1/1+\rho) (1 + i^{\text{EURO}}) / (1+i^{\text{TL}}) + u \quad (1.34)$$

Şayet “Fisher Paritesi” geçerli değilse (1.33) ve (1.34) numaralı modellere görece enflasyon oranları $\Delta P^{\text{USD}} / \Delta P^{\text{TL}}$ ile $\Delta P^{\text{EURO}} / \Delta P^{\text{TL}}$ eklenebilir. Fisher paritesine göre nominal faiz oranları, reel faiz oranları ile enflasyon oranları toplamına eşittir. Fisher paritesinin geçerli olmadığı varsayılırsa (1.33) ve (1.34) numaralı modeller aşağıdaki gibi olur:

$$(1/1+\rho) \log [\gamma_1 (1 + i^{\text{USD}}) / (1+i^{\text{TL}}) + \gamma_2 (\Delta P^{\text{USD}} / \Delta P^{\text{TL}})] \quad (1.33.a)$$

$$(1/1+\rho) \log [\gamma_3 (1 + i^{\text{EURO}}) / (1+i^{\text{TL}}) + \gamma_4 (\Delta P^{\text{USD}} / \Delta P^{\text{TL}})] \quad (1.34.a)$$

Yukarıdaki model (1.33) ve model (1.34)'den TL ile Dolar ve TL ile Avro arasındaki ikamenin derecesini [$\sigma = (1/1+\rho)$] her modelden ayrı ayrı elde edebiliriz.

Parasal hizmet sağlayan yabancı paraların etkinlik rasyoları Dolar için (α_1 / α_2) ve Avro için (α_1 / α_3) olmaktadır. Paralar arasında tam ikame olması için rasyoların 1'e eşit olması gerekir. Modelde paralar arasındaki ikame esnekliği σ , marjinal verimlilik değişkenini temsil eden terimlerden $\alpha_1 / \alpha_2 = \exp(C / \sigma)$ ve $\alpha_1 / \alpha_3 = \exp(C / \sigma)$ 'den direkt olarak tahmin edilebilir (Heimonen, 2001: 17-20).

Sonuç olarak, sınırlandırılmış portföy dengesi modelinde dolarizasyon olgusu, faiz oranlarının etkisinde karşımıza çıkmaktadır. Dolarizasyon derecesi, ulusal ve yabancı faiz oranlarındaki değişmeye göre değişmektedir. Para talebi de yurtiçi ve yurtdışı faiz oranlarındaki değişmeye göre artıp azalmaktadır

1.6.3.3. Dinamik Optimizasyon Modeli

Dinamik Optimizasyon modeli de bir parasal hizmet modelidir. Dolarizasyonun bu modelini, Obstfeld ve Rogof (1996) modeline atfen Savada ve Yotopoulos'dan yararlanarak anlatmaya çalışacağız. Model, zamanı analize kattığı için dinamik olarak nitelendirilmektedir. S, toplam reel servet stokunu; P^U , ulusal para; P^Y , yabancı para ve e, nominal döviz kuru olmak üzere, temsili ekonomik birimin toplam reel serveti aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$S = P^U + eP^Y \quad (1.35)$$

Temsili ekonomik birimin optimal para talebi problemini dinamik optimizasyon problemi olarak çözebiliriz. Problemin çözüm aşamalarının oluşturulmasında Obstfeld ve Rogof modeli takip edilecektir. Bunun için, "fayda fonksiyonunda para" modelinde, reel dengeyi sağlayan log-linear fayda bileşenlerini kullanacağız. Küçük bir ekonomide ekonomik birimlerin maksimize etmek istedikleri fayda, fonksiyon olarak aşağıdaki gibi (1.36) olsun (Obstfeld and Rogof 'a atfen Savada ve Yotopoulos, 1996: 7- 10).

$$U_t = \int_{s=t}^{\infty} \rho s - t \{ \theta u(C_s) + (1 - \theta) [\gamma \log(P^U / F_t) + (1 - \gamma) \log(eP^Y / F_t)] \} \quad (1.36)$$

Modelde, $u(C)$, anlık tüketimin faydasını ve ρ indirgeme faktörüdür. θ ve γ fayda parametreleri ve F_t , t dönemindeki fiyat düzeyini temsil etmektedir. Ekonomik birimler,

yabancı tahvil ve iki tür parasal varlık biriktirebilmektedir. Bu durumda, (1.36) numaralı fayda fonksiyonunu maksimize edecek optimal tüketim ve para talebi için zamanlararası bütçe kısıtı aşağıdaki gibi olur:

$$T^Y_{t+1} + (P^U_t / F_t) + (e_t P^Y_t / F_t) = (1+r) T^Y + (P^U_{t-1} / F_t) + (e_t P^Y_{t-1} / F_t) + Y_t - C_t - V_t \quad (1.37)$$

Modelde, T^Y , yabancı tahvil veya varlık miktarını; Y and V dışsal olarak gelir ve götürü vergi miktarını temsil etmektedir. Analitik ve uygun bir çözüm elde etmek için, $(1+r)\rho = 1$ ve tüketim alışkanlıklarının değişmeyeceği varsayımı altında (1.35) numaralı fonksiyonun C , P^U ve P^Y 'ye göre 1. Sıra koşullarını sağlayan türevleri aşağıdaki gibi olur:

$$u'(C_t) = u'(C_{t+1}) \quad (1.38)$$

$$(1/F_t) \theta u'(C_t) = (1/F_t) (1-\theta) \gamma (F_t / P^U_t) + (1/F_t) \rho u'(C_{t+1}) \quad (1.39)$$

$$(e_t / F_t) \theta u'(C_t) = (e_t / F_t) (1-\theta) \gamma (F_t / e_t P^Y_t) + (e_{t+1} / F_{t+1}) \rho u'(C_{t+1}) \quad (1.40)$$

Marjinal fayda terimini yok etmek için (1.39) ve (1.40) numaralı eşitlikleri (1.38) numaralı eşitlikte yerine koyarak aşağıdaki eşitliği elde ederiz:

$$(e_t P^Y_t) / P^U_t = \Omega_t \quad (1.41)$$

(1.41) numaralı eşitlikten,

$$\Omega_t = [(1-\gamma) / \gamma] \{ [(F_{t+1} / F_t) - \rho] / [((F_{t+1} / F_t) - (e_{t+1} / e_t))] \} \quad (1.42)$$

Aşağıda elde edeceğimiz (1.45) numaralı denklem, iki farklı paranın optimal dağılımını vermektedir. Bu sürecin doğrulanması için $(\partial \Omega) / [\partial (e_{t+1} / e_t)] > 0$ olmalıdır. Böylece, yapışkan fiyat varsayımı altında, yabancı döviz kurunun değer kaybetmesi durumunda ekonomik birimler ellerindeki ulusal parayı yabancı paraya dönüştürüler. Dolarizasyon açısından bu durumu görmek için yabancı para ikamesi değişkeni olan α 'nın belirlenmesi gerekir. Aşağıdaki eşitlikler bunun için tanımlanmıştır:

$$P_t^U = (1 - \alpha_t)S_t \quad (1.43)$$

$$e_t P_t^Y = \alpha_t S_t \quad (1.44)$$

Modelde, yabancı para talebinde α , anahtar değişken durumundadır. α nın değeri 0 dan 1 doğru yaklaştığı zaman para ikamesinde artma olmaktadır. Eğer, $\alpha = 0$ olursa para ikamesi sıfır anlamına gelmektedir. Para ikamesinin sıfır olması durumu, ulusal paranın konvertibil olmaması veya sıkı sermaye kontrolü durumunu ifade edebilir. $\alpha = 1$ olması durumunda ise ekonomik birimler sadece yabancı para talep etmektedirler. Yabancı para talebinin optimal düzeyini veren α nın değeri (1.41), (1.43) ve (1.44) eşitliklerinden elde edilebilir:

$$\alpha_t = (\Omega_t / 1 + \Omega_t) \quad (1.45)$$

Tekrar $(\partial\Omega)/[\partial(e_{t+1})/e_t] > 0$ durumuna dönersek, $(\partial\Omega)/[\partial(e_{t+1})/e_t] > 0$ olması durumu, yapışkan fiyat varsayımı altında, döviz kurunda düşme olması halinde para ikamesinin varlığını belirtmektedir. Satınalma gücü paritesinin (PPP) geçerli olduğu durumda fiyatların aniden değişmesiyle ulusal fiyatlar SGP gereği otomatik olarak uluslararası fiyatlara ayarlanır. $F_t = e_t F^*$, satınalma gücü paritesini ve F_t^* , yabancı fiyat düzeyini belirtmektedir. Yabancı fiyatların değişmediği varsayılmak üzere fiyatların ani değişmesi halinde α nın değeri (1.46) numaralı eşitlik, (1.47) olarak aşağıdaki şekilde değişir:

$$\alpha_t = (\Omega_t / 1 + \Omega_t), \text{ ve } \Omega_t \equiv [(1 - \gamma)/\gamma] [(e_{t+1}/e_t) - \rho] / [(1 - \rho)(e_{t+1}/e_t)] \quad (1.46)$$

(1.46) eşitliğinde $(e_{t+1}/e_t) = 1 + \lambda_t$ ve $\lambda_t = \text{devalüasyon oranı}$ olmak üzere,

$$(\partial\alpha_t / \partial\lambda_t) \equiv \{[(1 - \gamma)(1 - \rho)\rho\gamma] / [\lambda_t(1 - \rho\gamma) + (1 - \rho)]\} > 0 \quad (1.47)$$

Sonuç olarak denilebilir ki, devalüasyon olması yani, ulusal paranın değer kaybetmesi, para ikamesine sebebiyet vermektedir. Ulusal paranın değer kaybetmesiyle zamanlar arası fayda maksimizasyonu için ekonomik birimler, ulusal paradan yabancı

paraya dönüş yapmaktadırlar. Böylece dolarizasyon veya para ikamesi olgusu ortaya çıkmaktadır.

1.6.3.4. Sınırlandırılmamış Portföy Dengesi Modeli

Bu alt bölümde, Cuddington'un (1982) sınırlandırılmamış yani kısıt içermeyen portföy dengesi modeli açıklanmaya çalışılacaktır. Bu modelde ekonomik birimler, finansal servetlerinin kazançlarını maksimize etmeye çalışmaktadırlar. Ekonomik birimler finansal servetlerini ulusal ve yabancı tahvil ile ulusal ve yabancı para arasında tek aşamada dağıtarak portföy oluşturmaktadırlar. P^U , ulusal para talebi; T^U , ulusal tahvil talebi; P^Y , yabancı para talebi ve T^Y , yabancı tahvil talebi olmak üzere, ulusal ve yabancı para ve tahvil talebi fonksiyonları aşağıdaki gibi yazılabilir (Cuddington, 1982: 3-8):

$$P^U = P^U(r^-, (r^*+x)^-, x^-, Y^+, W^+) \quad (1.48)$$

$$T^U = T^U(r^+, (r^*+x)^-, x^-, Y^-, W^+) \quad (1.49)$$

$$P^Y = P^Y(r^-, (r^*+x)^+, x^-, Y^-, W^+) \quad (1.50)$$

$$T^Y = T^Y(r^-, (r^*+x)^-, x^+, Y^+, W^+) \quad (1.51)$$

Yukarıdaki finansal varlık talep fonksiyonlarında, r : ulusal faiz oranı, r^* : yabancı faiz oranı, (r^*+x) : yabancı döviz kurundaki değişmelerden beklenen gelirin dahil olduğu beklenen gelir, x : ulusal para beklenen değer kayıp oranını temsil etmektedir. W : toplam finansal servet, e : yabancı paranın yurt içi fiyatı veya döviz kurunu temsil etmektedir. Modelde bütün varlık talepleri ulusal gelir ve ulusal refaha bağlıdır. Buna göre, yukarıdaki finansal varlık talep fonksiyonlarına dayanarak ekonomik birimler için, toplam finansal varlıklardan oluşan refah kısıtı ve kısıtın 1. türevi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$W(e) \equiv P^U + T^U + eP^Y + eT^Y \rightarrow W'(e) \equiv P^Y + N^Y < 0 \text{ veya } > 0 \quad (1.52)$$

(1.48) den (1.51)'e kadar olan modellerde x değişkenine göre alınan 1.türevleri, döviz kurunda beklenen değer kayıp oranının direkt etkisini göstermektedir. Bundan dolayı

$\partial P^U / \partial x < 0$ olmaktadır. Yani, ulusal parada beklenen değer kayıp oranı (x), yükselince ekonomik birimler yabancı paraya yönelmektedirler. Ulusal parada beklenen değer kayıp oranı (x)' in yükselmesi yabancı tahvillerin beklenen getirisini yükseltip yabancı tahvil talebini artırmaktadır. Buna, ulusal parada meydana gelecek değer kayıp oranının, ulusal parada meydana gelebilecek değer kaybını dikkate alan faiz oranı değişkeni ((r*+x)) aracılığıyla dolaylı etkisi denmektedir. Böylece ekonomik birimlerin varlık talep fonksiyonları veya modelin fonksiyonel varsayımları yeniden aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$P^U = p^u (r^-, r^{*-}, x^-, Y^+, W^+) \quad (1.53)$$

$$T^U = t^u (r^+, r^{*-}, x^-, Y^-, W^+) \quad (1.54)$$

$$P^Y = p^y (r^-, r^{*+}, x^+, Y^-, W^+) \quad (1.55)$$

$$T^Y = t^y (r^-, r^{*-}, x^+, Y^+, W^+) \quad (1.56)$$

Orijinal spesifikasyonları (1.48)' den (1.51)' e kadar olan fonksiyonların r, r*, x 'e göre kısmi türevlerinin işaretlerinde meydana gelecek bir değişme sonucunda ekonomik birimlerin varlık talep fonksiyonlarındaki varlıklar arasında ikame meydana gelmektedir. Örneğin, ulusal parada beklenen değer kayıp oranının artması durumunda yabancı para ve tahvil talebinde artma meydana gelmektedir:

$$\partial p^y / \partial x = \{(\partial P^Y / \partial r^*) [\partial (r^*+x) / \partial x] + (\partial P^Y / \partial x)\} > 0 \quad (1.57)$$

$$\partial t^y / \partial x = \{(\partial T^Y / \partial r^*) [\partial (r^*+x) / \partial x] + (\partial T^Y / \partial x)\} > 0 \quad (1.58)$$

Para ikamesi veya dolarizasyon modelinde, ulusal gelirden artma meydana geldiğinde, ulusal ve yabancı para talebi artmaktadır. Aynı şekilde, yabancı faiz oranlarında (r*) meydana gelen bir değişme karşısında yabancı tahvil ve yabancı para talebinde farklı etkilerde bulunmaktadır. Buna göre, $\partial p^y / \partial r^* < 0$ ve $\partial t^y / \partial r^* > 0$ olmaktadır. Yani yabancı faiz oranları artarsa yabancı para talebi azalır ve yabancı faiz oranı artarsa yabancı tahvil talebi artar. F^V , toplam yurt içi yabancı para ve tahvil talebini göstermek

üzere yabancı para ve yabancı tahvil talebinin toplam yurtiçi talep fonksiyonunu aşağıdaki şekilde yazabiliriz:

$$F^V = P^Y + T^Y = f(r, r^*, x, Y, W) \quad (1.59)$$

(1.59) numaralı yabancı varlık talep fonksiyonunda r , r^* ve x ' e göre alınmış 1. türevlerin işaretleri aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\begin{aligned} \partial f / \partial r < 0 &\rightarrow \text{azalan fonksiyonel ilişki} \\ \partial f / \partial r^* > 0 &\rightarrow \text{artan fonksiyonel ilişki} \\ \partial f / \partial x > 0 &\rightarrow \text{artan fonksiyonel ilişki} \\ \partial f / \partial Y < 0 &\rightarrow \text{azalan fonksiyonel ilişki} \\ \partial f / \partial Y > 0 &\rightarrow \text{artan fonksiyonel ilişki} \end{aligned} \quad (1.60)$$

Buna göre yabancı varlık talebi yurt içi faiz oranı ile azalan, yabancı faiz oranı ile artan ve ulusal parada beklenen değer kayıp oranı ile artan fonksiyonel ilişki içinde olmaktadır. Ulusal gelirden meydana gelen değişimlere karşı toplam yabancı varlık talebi arasında belirsizlik bulunmaktadır. Bu durum yukarıdaki (1.60) numaralı kısmi türevlerin işaretlerinin negatif ve pozitif olması ile ifade edilmektedir.

1.7. Türkiye'de Dolarizasyon

Gelişmekte olan ülkelerde dolarizasyonun temel belirleyicisi olan enflasyon Türkiye'de de dolarizasyonun temel belirleyicisi olarak öne çıkmaktadır. Dolarizasyon başladıktan sonra belli bir süreç sonunda olgu haline gelmektedir. Dolarizasyon süreci yaşanmaya başladıktan sonra birçok değişkenden etkilenmekte ve daha sonra sarmal halini alarak kendi kendini de etkileyebilmektedir. Dolarizasyon sürecinin bu genel seyri göz önünde bulundurularak öncelikle Türkiye'de enflasyon süreci analiz edilip sonra bu sürecin gelişimiyle dolarizasyon süreci açıklanmaya çalışılacaktır.

1.7.1. Türkiye’de Enflasyonun Değişim Süreci, Kaynakları ve Etkileşimi

Türkiye’de ilk enflasyon 1939 yılında yaşanmış olup 1970’li yıllardan sonra yüksek oranlı enflasyon sürecine girilmiş ancak, ülke ekonomisi hiper enflasyon sürecine girmemiştir. Dönemsel olarak değerlendirildiğinde TÜFE verilerine göre 1939-49 arasında yıllık ortalama enflasyon % 14,3 olup bu oran 1950-59 yılları arasında % 8,8; 1960-69 yılları arasında % 4,4; 1973-74 yıllarında yaşanan dünya petrol krizi ve 1974 Kıbrıs Barış Harekâtı dolayısıyla 1970-79 yılları arasında oldukça yükselmiştir. Örnek olarak vermek gerekirse, 1978 yılında, enflasyon oranı % 52,6’ya kadar yükselmiştir (Uysal, 2007: 23).

1980 yılında KİT ürünlerine yapılan yüksek oranlı zamlar ile yapılan yüksek oranlı devalüasyonlar sonucu fiyatlar % 107,2 oranında artmıştır. 1981-90 döneminde yıllık ortalama enflasyon % 43,41; 1991-2000 döneminde % 71,60; 2001-2010 döneminde % 20,32 ve 1980-2006 döneminde ortalama olarak % 45,10 olarak gerçekleşmiştir. 1980’li yıllarda yaşanan enflasyonun başlıca nedenleri arasında, hükümetlerin izlediği yanlış ekonomi politikaları ile açık finansman politikaları, iç ve dış borç ve faizlerinin sürekli olarak artması gibi sebepler ileri sürülmektedir (Aydoğan, 2004: 91-93).

Tablo 3 : 1981-2010 Yılları Tefe ve Tüfe Yıllık Ortalama Değişim Oranları*

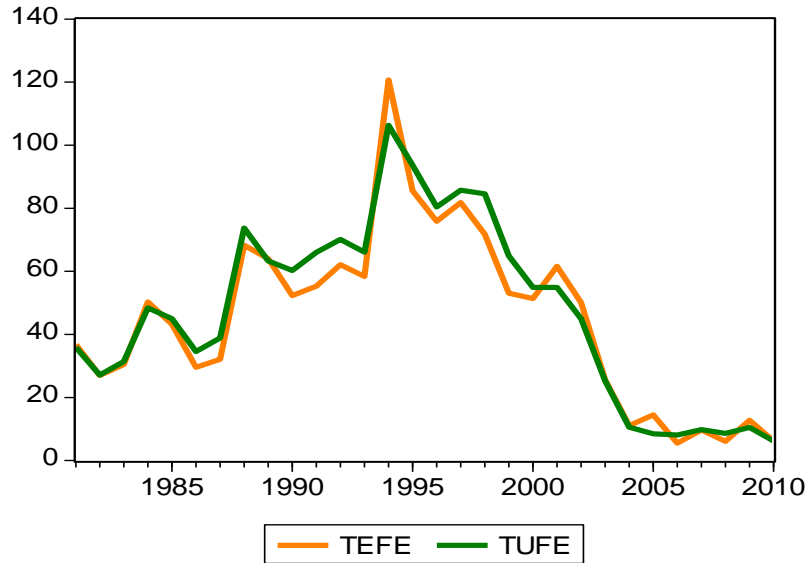
| YILAR | TEFE | TÜFE | YILAR | TEFE | TÜFE |
|-------|--------|--------|-------|-------|-------|
| 1981* | 36,80 | 35,90 | 1996 | 75,90 | 80,40 |
| 1982 | 27,00 | 27,10 | 1997 | 81,80 | 85,70 |
| 1983 | 30,50 | 31,40 | 1998 | 71,80 | 84,60 |
| 1984 | 50,30 | 48,40 | 1999 | 53,10 | 64,90 |
| 1985 | 43,20 | 45,00 | 2000 | 51,40 | 54,90 |
| 1986 | 29,60 | 34,60 | 2001 | 61,60 | 54,90 |
| 1987 | 32,10 | 38,90 | 2002 | 50,10 | 45,00 |
| 1988* | 68,30 | 73,70 | 2003 | 25,60 | 25,30 |
| 1989 | 64,00 | 63,30 | 2004* | 11,10 | 10,60 |
| 1990 | 52,30 | 60,30 | 2005 | 14,5 | 8,5 |
| 1991 | 55,30 | 66,00 | 2006 | 5,5 | 8,1 |
| 1992 | 62,10 | 70,10 | 2007 | 9,7 | 9,8 |
| 1993 | 58,40 | 66,10 | 2008 | 6,1 | 8,6 |
| 1994 | 120,70 | 106,30 | 2009 | 12,8 | 10,5 |
| 1995* | 85,55 | 93,60 | 2010 | 6,2 | 6,4 |

*: 1979 bazlı endeksler * :1987 bazlı endeksler *: 1994 bazlı endeksler *: 2003 bazlı endeksler
*: TCMB arşiv verilerinden yararlanılarak hazırlanmıştır.

1981=100, 1987=100, 1994=100 ve 2003=100 bazlı olarak hazırlanan ve yıllık ortalama deęişim oranlarını gösteren yukarıdaki Tablo 3'ten görüleceęi gibi Türkiye'de enflasyon oranlarındaki deęişim, artış ve azalışlar şeklinde kendini göstermektedir. Enflasyondaki artış oranlarının tek haneli sayılar etrafında dalgalanması 2005 yılından itibaren başlamaktadır. Baz alınan yıllarda sürekli deęişimin olması enflasyondaki oynaklığa işaret etmektedir. Buna göre enflasyonda var olan trend devam etmekte olup enflasyon oranı ihmal edilebilir düzeylere çekilememiştir.

Özellikle 2001 krizinden sonra uygulanmaya başlanan güçlü ekonomiye geçiş programının etkisiyle enflasyondaki artışlar makul düzeylere çekilmeye başlanmıştır. Enflasyon sürecindeki yıllık oransal deęişimi aşağıdaki grafikten izlemek mümkündür.

Grafik 1: TEFE ve TÜFE Deęişim Oranları Karşılaştırılması



Grafik1'den izlenebileceęi gibi oransal olarak ortaya konulan enflasyon tek haneli rakamlara gerilemesi 2000'li yıllardan sonra gerçekleşmiştir. Gerek tefe gerek tufede olsun baz yılına göre oranlarda düzleşme 2004 yılından sonra başlamaktadır. Tarihi seyri içinde tefe ve tüfe oranları arasında önemli sayılabilecek bir açıklık bulunmamaktadır.

Türkiye'de enflasyonun kaynakları, talep enflasyonu açısından değerlendirildiğinde tüketim harcamalarındaki artış ileri sürülmektedir. Tüketim harcamalarının artmasına

sebepler olarak para arzının artışı gösterilmektedir. Maliyet enflasyonunun kaynakları olarak hammaddeler, ithal girdiler, işgücü ve toprak fiyatlarının artışı gösterilmektedir. Ayrıca iktisat literatüründe fiyat veya kar enflasyonu olarak tanımlanan enflasyonun kaynakları olarak bazı ekonomik birimlerin ürettiği veya sattığı ürünlerini gerçek piyasa değeri üzerinden satarak daha fazla gelir elde etme arzusu ve uygulamalarının varlığı ileri sürülmektedir. Türkiye’de enflasyona sebep olan faktörler olarak: toplam arzın yetersizliği, gerçekleşen devalüasyonlar, Kamu kurumlarının zararları, yüksek faiz oranları, yetersiz tasarruf, para arzı artışı, tarım ürünleri taban fiyatlarının yüksek tutulması ve iktisat politikası uygulamalarında yapılan yanlışlıklar gibi faktörler sayılabilir (Aydoğan, 2004: 92).

Enflasyon çeşitli sebeplerin etkisiyle ortaya çıkmaktadır. Talep fazlasından kaynaklanan enflasyonun sebepleri arasında:

- Hızlı nüfus artışı,
- Hükümetlerin popülist politikaları,
- Gösteriş tüketimi,
- Emegün verimsizliğine karşı ücretinin fazla olması,
- Gelir dağılımının tüketim eğilimi yüksek kesimler lehine değişmesi,
- Sosyal ve psikolojik faktörlerle mala yönelme gibi faktörler sayılmaktadır.

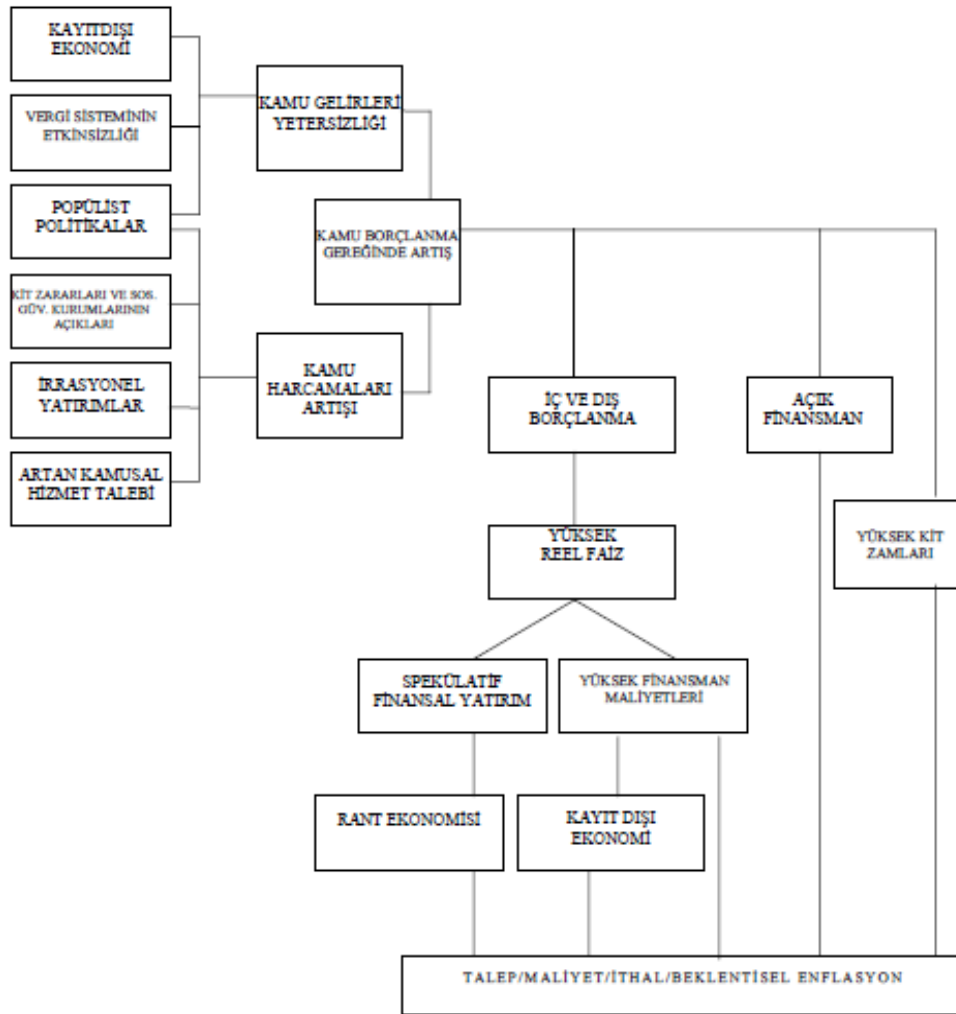
Maliyet artışlarıyla beslenen maliyet enflasyonunun sebepleri arasında: yenilikçi ve rekabetçi olmayan oligopol piyasa yapısının varlığı, enformasyon eksikliği, hammadde ve döviz yetersizliği, ithal mallarda görülen fiyat artışları sayılmaktadır. Ayrıca, para arzının artması gereken miktardan fazla artmasının sebepleri arasında sayılan, kamu açıklarının finansmanı için para basılması, seçim ekonomisi uygulamaları ve ülkeye giren döviz karşılığında basılan para miktarında görülen artışlar enflasyon sürecinin canlı kalmasına etki etmiştir (Uysal, 2007: 25).

Hangi enflasyon türü olursa olsun ekonominin enflasyon sürecine girmesiyle fiyatlar genel düzeyi talep, maliyet ve kar enflasyonu kanallarından etkilenerek artış göstermektedir. Enflasyon ortaya çıktıktan sonra para arzı artışı ile devam etmektedir. Daha sonra yüksek oranlı enflasyonun veya kronik enflasyonun yaşandığı ekonomilerde

para arzı artışı ile enflasyon arasındaki bağ zayıflamaktadır. Diğer bir anlatımla ekonomide para arzı artışı kontrol altına alınsa bile bu durum enflasyonun kontrol altına alınması anlamına gelmemektedir (Uysal, 2007: 24-25).

Aşağıda Şekil 1’den izleneceği gibi Türkiye’de enflasyon sürecinin oluşmasında ve gelişmesinde kamu ekonomisinin payı yüksektir. Kamu ekonomisinin enflasyona etki sürecini aşağıdaki etkileşim mekanizmasından gözlemek mümkündür. Kamunun gelirleri düşük ve harcamalarının yüksekliğini enflasyona etkisi olumsuz olmaktadır. Kamu gelirlerinin düşük olmasının bir sebebi de kayıt dışı ekonomidir. Kamu bütçe dengesinin bozulması borçlanma gereğinin ortaya çıkarmakta veya açık finansmana yönelinmektedir.

Şekil 1 : Türkiye’de Kamu Ekonomisinin Enflasyonist Süreçteki Yeri

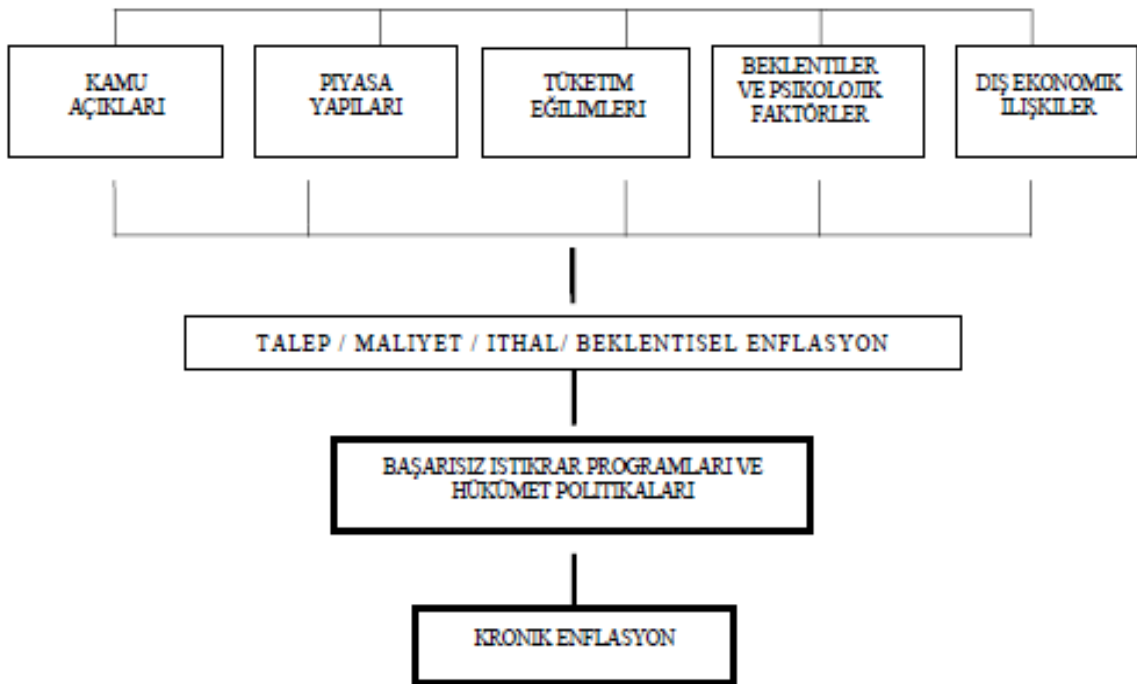


Kaynak: Uysal, 2007: 26

Bu mekanizmaya göre kayıt dışı ekonominin varlığı, vergi sisteminin yetersizliği, gerçekçi olmayan politika uygulamaları, KİT zararları, SGK açıkları, verimsiz kamu yatırımları ve artan kamusal hizmet talebi gibi faktörler kamu gelirlerinin yetersizliğine ve kamu harcamalarının artışına sebep olmakta ve bu durum kamuda borçlanma gereğini doğurmaktadır. Ortaya çıkan borçlanma gereği iç ve dış borçlanmanın yanında KİT ürünlerine zam yapılarak ve açık finansman yöntemine başvurularak karşılanmaktadır. Bütün bu sürecin sonucunda enflasyon talep, maliyet, ithal ve beklentisel sebeplerle yükselme eğilimi göstermektedir (Uysal, 2007: 26).

Kamu ekonomisinin dışında sayılabilecek faktörler arasında enflasyona sebep olabilecek değişkenler olarak oligopolcü piyasa yapıları, tüketim eğilimlerinin artmasıyla talep enflasyonu beslenmiştir. Ekonomik birimlerin sözleşmelerinin ekonomik beklentilere ve psikolojik faktörlere dayalı olarak yapılması enflasyonun kronikleşmesine etkiye bulunmuştur. Dış ekonomik ve politik gelişmelerin etkisiyle artan hammadde ve enerji fiyatları da enflasyonu canlı tutmuştur. Aşağıdaki Şekil 2’de enflasyona etki eden değişkenlerin etkileşim mekanizması sunulmuştur (Uysal, 2007: 28):

Şekil 2 : Türkiye’de Enflasyon Kaynaklarının Etkileşimi



Kaynak: Uysal, 2007: 28

Etkileşim mekanizmasından da görüleceği gibi tüm enflasyonist değişkenler enflasyon sürecinde hem birbirlerine hem de enflasyona etki etmektedirler. Talep, maliyet, ithal ve beklentilerden kaynaklanan enflasyona karşı hükümetlerin uygulamış oldukları başarısız iktisat politikaları sonuçta enflasyonun kronikleşmesine sebep olmuştur. Kaynağı ve oluşan türü ne olursa olsun enflasyon, ekonomik birimler tarafından olumsuz algılandığı için dikkate alınmakta ve ekonomik birikimlerini korumak amacıyla dolarizasyon sürecine geçilmektedir. Bu süreç içinde hem enflasyon dolarizasyonu etkilemekte, hem de dolarizasyon enflasyonu etkilemek suretiyle karşılıklı olarak etkileşmektedirler. Böylece, enflasyonist ortamın yarattığı tasarruflarını koruma güdüsü ile ekonomik birimler, tasarruflarını büyük oranda yabancı para ve gayrimenkul gibi üretken olmayan alanlara yönlendirmektedirler. Bu durum varlık ikamesi, para ikamesi veya dolarizasyon olarak nitelendirilmektedir (TCMB, 2002a).

1.7.2. Türkiye’de Dolarizasyon Süreci

1970’ li yıllardan itibaren başlayan kronik enflasyonist süreç ve yaşanan krizler, enflasyondan ve devalüasyon riskinden korunmanın en kolay yolu olarak ekonomik birimleri, yabancı paraya yöneltmiştir. Bunun yanında, finansal piyasaların gelişmemişliği ve yasal yapının yetersizliği ekonomik birimleri yabancı paraya özendirmiştir (Serdengeçti, 2005: 15). Dolarizasyon olgusunun yaşandığı diğer ülkelerde olduğu gibi Türkiye’de de dolarizasyon, makroekonomik istikrarsızlıklar, sabit döviz kuru rejimleri, ekonomi politikalarının güvenilir bulunmaması ve verimsiz piyasa düzenlemeleri sonucunda oluşmuş ve hızlanmıştır (Yılmaz, 2006: 2).

1980 öncesi dönemde, ekonomik birimler tarafından yabancı para bulundurmamak ve kullanmak yasal olarak izinli olmadığı için dolarizasyon, ciddi ve önemli bir olgu ya da sorun olarak ortaya çıkmamıştır. Ancak, 24 Ocak 1980 kararları sonrası söz konusu yasağın 1984’ te kaldırılmasıyla yabancı para, ekonomik birimler için çeşitli güdülerle talep edilir hale gelmiştir (Acar Balaylar ve Abuk Duygulu, 2004: 33).

Türkiye’ de 1980’ li yıllarda yapılan yasal düzenlemeler ve ekonomide yaşanan istikrarsızlıklar sonucunda dolarizasyon süreci ivme kazanmış ve halen devam eden bir süreç olmuştur. Türkiye’ de dolarizasyon süreci aynı zamanda finansal serbestlik süreciyle

birebir ilişki içinde olduğundan yapılan yasal düzenlemelerin belirtilmesi gerekmektedir. Türkiye’de 1989 sermaye hareketlerinin serbestleştirilmesi dönemine kadar yaşanan liberalizasyon sürecini, aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür (Mangır, 2006: 463):

- 1980: Hisse senedi piyasası ve faiz hadleri üzerindeki kısıtlamalar kaldırılmıştır.
- 1981: İthal ikameci dönem sona ermiştir.
- 1982: Sermaye piyasası kurulmuştur.
- 1984: Döviz kuru işlemlerine izin verilmiştir.
- 1985: Banka Kanunu yürürlüğe girmiştir.
- 1986: İnterbank para kurulu açılmıştır.
- 1987: Açık piyasa işlemleri başlamıştır.
- 1988: Efektif döviz piyasası kurulmuştur.
- 1989: Altın piyasası kurulmuş ve sermaye hareketleri serbest bırakılmıştır.

Türkiye’de dolarizasyon süreci ile enflasyon sürecinin başlangıçları aynı tarihlere yani 1970’ li yıllara dayandığı ileri sürülmektedir. 1970’li yıllarda yaşanan petrol krizi sonucu ortaya çıkan döviz ihtiyacını karşılamada, yardımcı olmak amacıyla “Döviz Çevrilebilir Mevduat” ve “Kredi Mektuplu Döviz Tevdiat Hesabı” uygulamaları 1984’ te başlatılmıştır. İktisadi reformlar yapmak ve dışa açılmak amacıyla 24 Ocak 1980’de “istikrar paketi” açıklanmıştır.

İstikrar paketi gereği, döviz sıkıntısını gidermek amacıyla 1984 yılında yerleşik ekonomik birimlerin döviz tevdiat hesabı (DTH) açmalarına izin verilmiştir (Hekim, 2008: 34) Böylece, ekonomi, hem döviz işlemlerine açılmış hem de dolarizasyon sürecine girilmiştir. Bundan sonra, döviz tevdiat hesapları geniş tanımlı para arzının bir parçası haline gelmiş, bankacılık sektörünün yabancı para cinsi varlık ve yükümlülükleri de giderek artmaya başlamış ve dolarizasyon süreci aşama aşama gerçekleşmiştir (Serdengeçti, 2005: 15).

1989 yılında kambiyo kontrolleri tamamıyla kaldırılarak yurt içi-dışı sermaye hareketleri serbest bırakılmış ve ekonomik birimlerin yabancı parayla işlem yapmasına olanak tanınmıştır. TCMB, 1987’de açık piyasa işlemlerini başlatmıştır. Bu süreçle birlikte ekonomi dışa bağımlılığı olmuş reel üretim yapısı dalgalanmaya itilmiştir. Ekonomik

birimlerdeki rantçı davranışlar beslenerek gelir dağılımı bozulmuştur. 1989'da başlayan finansal liberalleşme şu sonuçları doğurmuştur (Yeldan, 2009: 3):

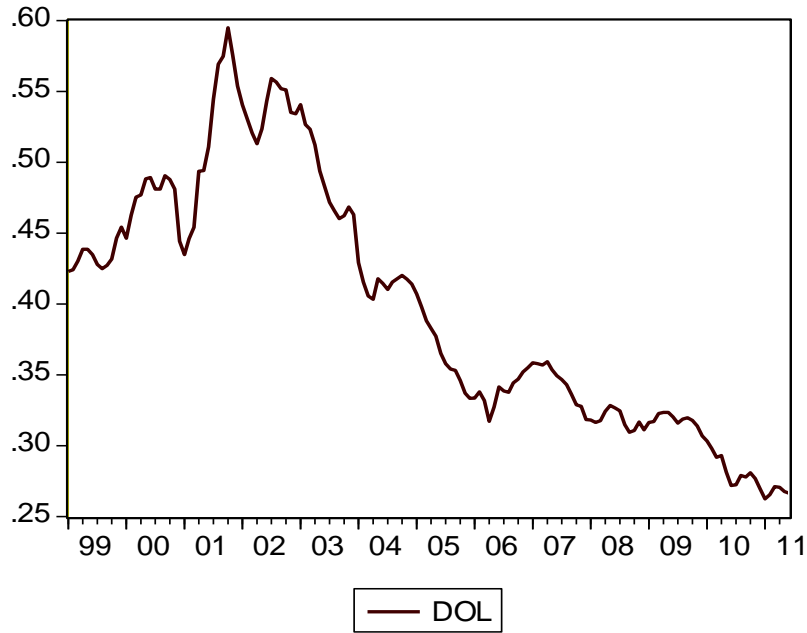
- Finansal Liberalleşme sürecinin gereği olarak geliştirilen finansal araçlar ve menkul kıymetler genellikle kamu kesimi finansmanı amacını gütmüştür.
- Dolarizasyon sorunu yaşanmıştır.
- Kısa vadeli sermaye hareketleri, ulusal finans piyasalarında ve zamanla reel ekonomide istikrarsızlıklara neden olmuştur.

1989 yılından itibaren dış finansal serbestliğe geçilmesi ile birlikte birçok gelişmekte olan ülkede görüldüğü gibi Türkiye'ye de beklenenin üzerinde bir sermaye girişi gerçekleşmiştir. Sermaye girişleri sonucu döviz darboğazından kurtulmuş ancak reel döviz kurunda aşırı bir değerlenme olmuştur (Kepenek ve Yentürk, 2005: 214). Makro ekonomik istikrar sağlanmadan ve gerekli yapısal ve kurumsal değişiklikler yapılmadan finansal sistemin liberalleştirilmesi 1990' larda Türkiye ekonomisini krizler karşısında daha kırılgan hale getirmiştir. Böylece, 1994 ve 2001 krizlerinin yaşanması finansal liberalleşmenin sonuçları arasında gösterilmiştir (Yılmaz, 2006: 7).

1990'lı yıllarda yoğun sermaye akımlarının etkisinde kalan Türkiye ekonomisinde uygulanan politikalarda istikrar yerine farklı önceliklere yer verilmiştir. Yapılması gereken yapısal reformlar yapılmamış, gevşek maliye politikası uygulanmış ve bağımsız olmayan Merkez Bankası'nın para politikası ise bu sürece uyum sağlamak ve olası bir krizi olabildiğince ertelemek şeklinde belirlenmiştir. Bu uygulamaların sonucunda enflasyon yüzde 80' ler seviyesine yükselirken kamu açıkları da gayri safi milli hâsılanın yüzde 15' i seviyesine kadar yükselmiştir. Ekonomik birimler, yüksek enflasyon ve oynak döviz kuru karşısında reel servetlerini korumak için artan bir şekilde yabancı paraya yönelmişlerdir. Ekonomide istikrarsızlığın ve özellikle enflasyondaki değişkenliğin artması, döviz kurunda istikrarın sağlanamaması ve ulusal para tutmanın alternatif maliyetinin artmasıyla, dolarizasyon düzeyi de giderek yükselmiştir. Böyle bir ekonomik yapının etkisiyle geçen 1990'lı yıllar, Türkiye ekonomisinde, krizlerin sıkça yaşandığı ve dolarizasyonun hızlandığı yıllar olmuştur (Serdengeçti, 2005: 16).

2000 yılına gelindiğinde cari işlemler açığının hızla artması ve yapısal reformların gerçekleştirilememesi sonucu bankacılık sistemi de riskli hale gelerek bankaların yabancı para cinsinden yükümlülükleri ve açık pozisyonları artmıştır. Şubat 2001’de yaşanan krizle birlikte ödemeler sistemi kilitlenmiş ve sonunda döviz kurları dalgalanmaya bırakılmıştır. Bu gelişmeler sonucunda, 2001 yılı verilerine göre, gelişmekte olan ekonomiler içinde Türkiye, dolarizasyon düzeyi en yüksek olan ülke olmuştur. 1990 yılında DTH’lerin toplam mevduat içindeki payı yani dolarizasyon oranı % 25,5 iken 2001 yılında Romanya’da dolarizasyon oranı %49,3; Rusya’da % 46,8 ve Peru’da % 47 olarak gerçekleşmiştir. Aşağıdaki, grafikten izleneceği gibi 2001 yılında Türkiye’de dolarizasyon oranı % 57,6 olmuştur (Serdengeçti, 2005: 17). Aşağıdaki Grafik 2’de dolarizasyon oranlarının uygulama dönemine ait seyri gözlenmektedir.

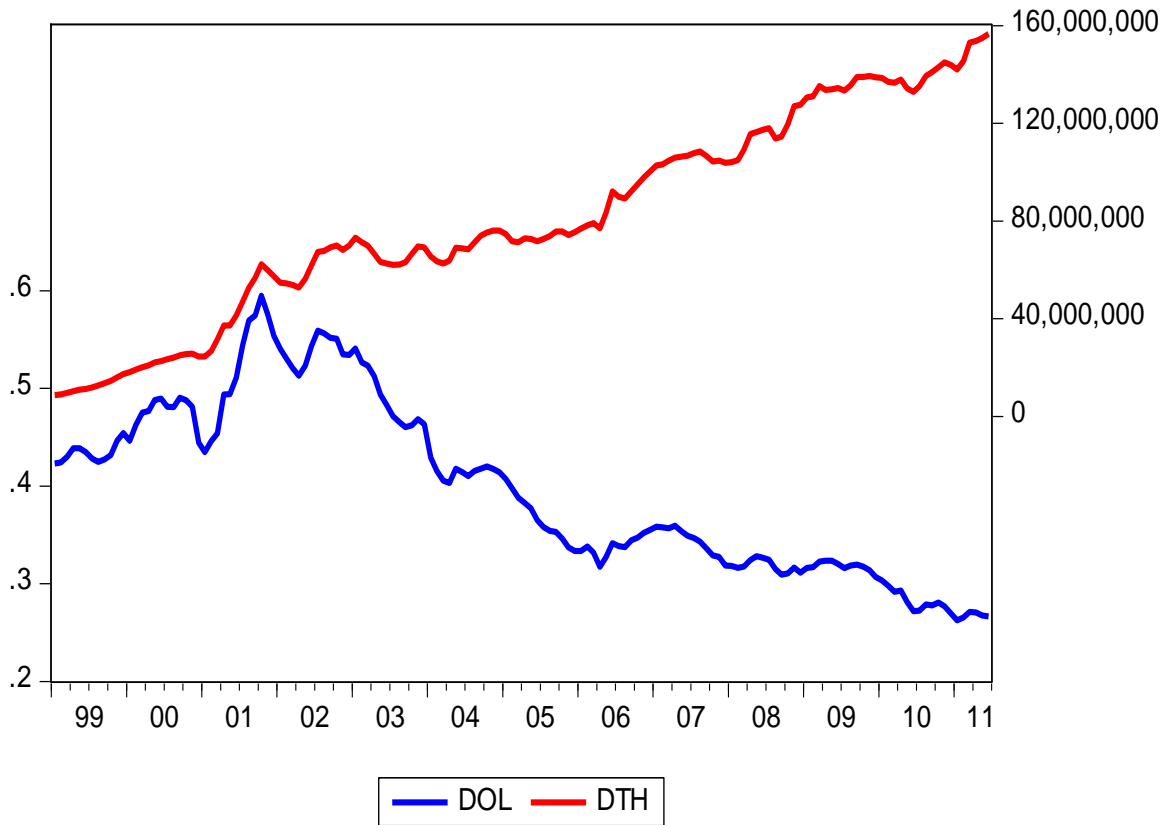
Grafik 2 : Türkiye’de 1999-2011 Yılları Dolarizasyon Oranları (DTH/M2Y)



Grafik 2’ den görüldüğü gibi uygulama dönemi içinde en yüksek dolarizasyon oranı 2001 yılında gözlenmiştir. Bu tarihten itibaren dolarizasyon oranı düşmeye başlamıştır. Ancak, durumu, ters dolarizasyon süreci olarak nitelendirmek yanlış olabilir. 2000 Kasım ve 2001 Şubat krizlerinden sonra 2001 yılının Mayıs ayından itibaren uygulanmaya başlanan “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” sonucunda ülkede, mali istikrar sağlanmış,

TCMB özerk ve bağımsız hale getirilmiş, enflasyonda düşüş sağlanarak TL’de değer artışı gerçekleşmiştir. TL’de gerçekleşen değer artışı ile birlikte DTH’lerin artma eğiliminde düşmeler gözlenmiş ancak, DTH’lerin TL değerinde düşme gözlenmemiştir. Aşağıdaki grafikte, dolarizasyon oranları ile DTH’lerin seyri birlikte gözlenecek şekilde düzenlenmiştir.

Grafik 3 : Türkiye’de DTH –Dolarizasyon Derecesi İlişkisi



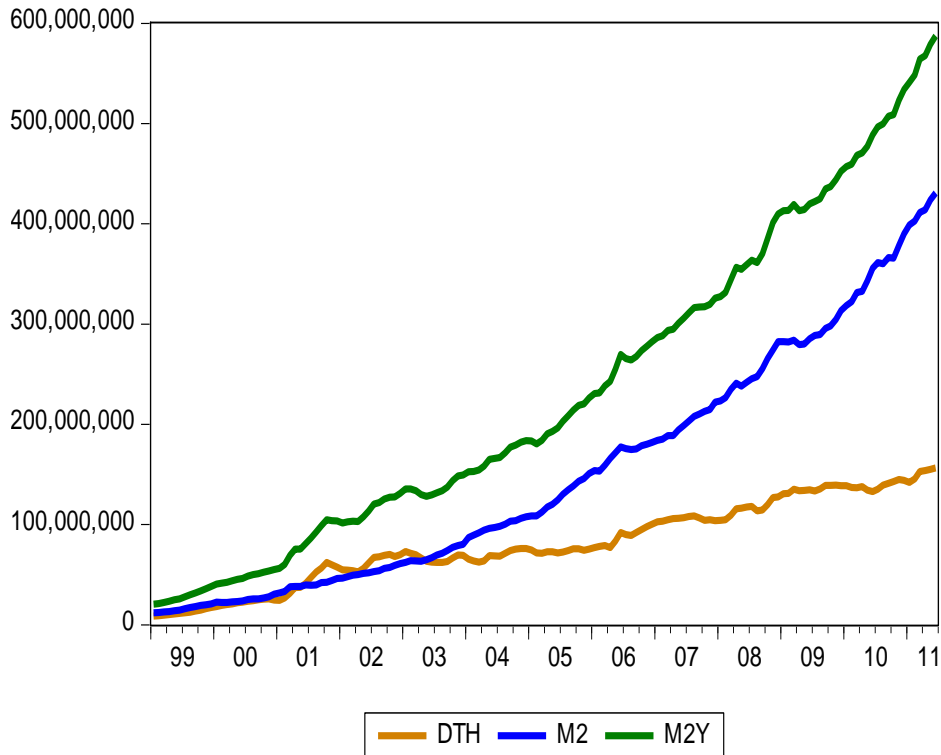
Yukarıdaki Grafik 3’te sağ ekseninde DTH’lerin miktarı ve sol ekseninde ise dolarizasyon oranları (DOL) gösterilmektedir. Görüldüğü gibi değişkenler arasında aynı yönlü değişim söz konusu değildir.

2001’de “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı”nın uygulanmaya başlamasından sonra dolarizasyon oranları düşmüş olsa da DTH hesapları yine de artmaya devam etmiştir. DTH’lerdeki artışa rağmen dolarizasyon oranının düşmesi M2 para arzının artmasıyla açıklanabilir. Para arzı artışının DTH’deki artıştan fazla olması dolarizasyon oranlarının

değerinin küçülmesine sebep olduğu söylenebilir veya artan paranın sadece bir kısmı döviz tevdiat hesaplarında değerlendirildiği ihtiyatlı olarak ileri sürülebilir.

Karşılaştırma yapmak amacıyla aşağıdaki Grafik 4’te her üç değişkenin uygulama dönemini içine alan zaman yolu grafiği sunulmuştur.

Grafik 4 : 1999:01-2011:06 Yılları Para Arzı ve DTH Zaman İçindeki Değişimi



Grafik 4’te yeşil eğri M2Y’ yi, mavi eğri M2’ yi ve kahverengi eğri DTH’ leri temsil etmektedir. Görüldüğü gibi, her üç değişkenin, artış eğiliminde olduğu gözlenmektedir. Serilerin Trend içerdiği eğrilerin artan seyirinden anlaşılmaktadır. Aşağıdaki tablodan görüleceği her üç değişkenin sayısal değerleri artmasına karşılık dolarizasyon oranları düşme göstermektedir. Ayrıca, dolarizasyon oranları yanında döviz kurları, DTH’ ler ve M2’ nin belirli aralıklardaki değerleri dikkate alınarak hazırlanan aşağıdaki tablo 4’te durumu karşılaştırmak mümkündür.

Tablo 4 : Dolarizasyon Oranları ve DTH'deki Değişim*

| Yıllar | Dolarizasyon Oranı DTH/M2Y | USD Kuru | EURO Kuru | Toplam DTH (Bin TL) | Toplam M2 (Bin TL) |
|---------|-------------------------------|----------|--------------|------------------------|-----------------------|
| 1999M01 | 0.42 | 0, 322 | 0, 374 | 8. 690. 171, 00 | 11. 850. 560, 33 |
| 1999M12 | 0.45 | 0, 528 | 0, 533 | 17. 414. 907, 26 | 20. 917. 512, 52 |
| 2000M01 | 0.44 | 0, 546 | 0, 553 | 18. 133. 970, 71 | 22. 498. 247, 61 |
| 2000M12 | 0.44 | 0, 676 | 0, 606 | 24. 550. 622, 47 | 30. 703. 333, 42 |
| 2001M01 | 0.43 | 0, 672 | 0, 630 | 24. 461. 099, 73 | 31. 790. 580, 13 |
| 2001M12 | 0.55 | 1, 441 | 1, 292 | 57. 411. 989, 28 | 46. 282. 970, 61 |
| 2002M01 | 0.54 | 1, 366 | 1, 211 | 54. 812. 150, 73 | 46. 586. 165, 65 |
| 2002M12 | 0.53 | 1, 593 | 1, 618 | 70. 035. 634, 40 | 61. 082. 251, 86 |
| 2003M01 | 0.54 | 1, 659 | 1, 761 | 73. 202. 597, 52 | 62. 178. 598, 00 |
| 2003M12 | 0.46 | 1, 428 | 1, 757 | 69. 229. 565, 65 | 80. 246. 581, 26 |
| 2004M01 | 0.42 | 1, 346 | 1, 700 | 65. 518. 934, 54 | 87. 125. 134, 81 |
| 2004M12 | 0.41 | 1, 390 | 1, 870 | 76. 084. 066, 91 | 107. 655. 593, 52 |
| 2005M01 | 0.40 | 1, 331 | 1, 783 | 74. 682. 693, 19 | 108. 761. 791, 57 |
| 2005M12 | 0.33 | 1, 356 | 1, 600 | 75. 477. 680, 90 | 150. 845. 810, 27 |
| 2006M01 | 0.33 | 1, 317 | 1, 611 | 76. 967. 955, 09 | 153. 754. 455, 00 |
| 2006M12 | 0.35 | 1, 430 | 1, 889 | 100. 238. 021, 19 | 182. 034. 136, 57 |
| 2007M01 | 0.35 | 1, 424 | 1, 849 | 102. 777. 753, 39 | 183. 889. 046, 21 |
| 2007M12 | 0.31 | 1, 176 | 1, 714 | 103. 831. 534, 23 | 222. 135. 932, 14 |
| 2008M01 | 0.31 | 1, 173 | 1, 725 | 104. 153. 521, 69 | 223. 171. 212, 13 |
| 2008M12 | 0.31 | 1, 568 | 2, 092 | 127. 563. 090, 78 | 282. 278. 309, 73 |
| 2009M01 | 0.31 | 1, 593 | 2, 120 | 130. 641. 137, 59 | 282. 276. 055, 27 |
| 2009M12 | 0.30 | 1,504 | 2, 200 | 138. 802. 601, 86 | 313. 431. 304, 95 |
| 2010M01 | 0.30 | 1, 470 | 2, 102 | 138. 627. 175, 23 | 318. 403. 801, 52 |
| 2010M12 | 0.26 | 1, 517 | 2, 004 | 143. 953. 235, 08 | 389. 905. 284, 65 |
| 2011M01 | 0.26 | 1, 558 | 2, 079 | 142. 091. 976, 09 | 398. 998. 451, 23 |
| 2011M06 | 0.26 | 1, 592 | 2, 289 | 156. 584. 340, 61 | 430. 857. 585, 46 |

*: Tablo yazar tarafından hazırlanmıştır.

Tablo 4'ten görüleceği gibi dönem sonundaki (2011: 06) değerler, dönem başındaki (1999: 01) değerlere göre oldukça artmış bulunmaktadır. Dolar kuru, dönem başında 0,322' den dönem sonunda 1.592 TL'ye yükselerek yaklaşık 4 kat artmıştır. EURO kuru, 0,374 TL'den dönem sonunda 2, 289 TL'ye yükselerek yaklaşık 5 kat artmıştır. DTH' lerin

tutarı, dönem başında 8.690.171, 00 TL'den 156.584.340, 61 TL'ye yükselerek 17 kat artmıştır. M2, dönem başında 11.850.560,33 TL' den dönem sonunda 430.857.585,46 TL'ye yükselerek dönem başına göre 35 kat artmıştır. Bunun yanında dönem başında M2'nin DTH'ye oranı 1,36 iken dönem sonunda 2,75 oranına yükselmiştir. Ancak, 1999 yılı birinci ayında dolarizasyon oranı % 42' den 2011 altıncı ayında % 26' ya kadar gerilemiştir. Bu değerlendirmelere dayanarak şu sonuca varılabilir: 2001 Güçlü ekonomiye geçiş programıyla dolarizasyon süreci, oransal olarak düşmeye başlamasına karşılık toplam değer olarak düşmemiştir. Yani, uygulama dönemindeki dolarizasyon sürecini, ters dolarizasyon sürecinden ziyade, *dolarizasyon histeresis'i* olarak değerlendirmek daha uygun olabilir.

Türkiye'de 2001 öncesi ve sonrasında farklılıklar göstermiş olan dolarizasyon sürecini aşağıdaki gibi özetlemek mümkündür:

- 2001 öncesi, 1989' a kadar geçen dönem dolarizasyon sürecinin başlangıç yılları olup bu dönemde dolarizasyon düşük düzeylerde bulunmuştur.
- 1989-2001 yılları arası ise 1994, 1999 ve 2001 krizlerini içeren bir dönem olup bu dönem içinde dolarizasyon, en yüksek seviyelerine ulaşmıştır.
- 2005 yılı başında Türk lirasından altı sıfır atılarak gerçekleştirilen YTL'ye geçiş ve 1 Ocak 2009'dan sonra YTL'den TL'ye sadece isim olarak geçiş programıyla TL' ye duyulan güven artmıştır.
- 2001 yılından itibaren makro ekonomik istikrarın büyük ölçüde sağlanmasının yanı sıra, dalgalı kur rejiminin uygulanması ve 2002 yılı başından sonra, önce örtük, daha sonra açık olarak uygulanan *enflasyon hedeflemesi rejimi* Türkiye'deki dolarizasyon düzeyinin azalmasında önemli etkide bulunmuş ancak, dolarizasyon süreci, dolarizasyon histeresis'i sürecine dönüşmüştür.

2002'den itibaren göreceli (oransal) olarak gerilemeye başlayan dolarizasyon sürecini histeresis'den kurtarmak için enflasyonu kontrol altında tutan ve güven ortamını bozmayan iktisat politikalarına devam edilmesi önerilebilir. Ancak, Türkiye'nin parasıyla, ekonomik değeri yüksek yabancı paralar arasındaki değer farkı ortadan kalkmadan dolarizasyon sorununun ortadan kalkması beklenmemelidir.

İKİNCİ BÖLÜM

2. LİTERATÜR TARAMASI

İktisat literatüründe “dolarizasyon” ve “para ikamesi” kavramları bazen aynı bazen de farklı anlamlarda kullanılmaktadır. Her iki kavram altında oldukça geniş bir literatür bulunmaktadır. Dolarizasyon kavramıyla bazen “Tam Dolarizasyon” bazen de “Para İkamesi” anlamına gelen “Currency Substitution” kavramı, aynı anlamda kullanılmaktadır. Bu tezde, “dolarizasyon” kavramı ile “para ikamesi” kavramı aynı anlamda kullanılmaktadır. Ulusal ve uluslararası literatürdeki bazı uygulamalarda kullanılan veriler aynı olup ölçülen değişken de aynı olduğu zaman her iki kavram aynı kategoride değerlendirildiği gözlenmektedir. Aşağıdaki alt bölümlerde, dolarizasyon veya para ikamesi kavramı altında dünyada ve Türkiye’de yapılmış çeşitli uygulamalı araştırmalardan örneklere özet olarak yer verilecektir.

2.1. Türkiye’de Dolarizasyon ve Para İkamesi çalışmalarından Örnekler

Türkiye’de 1980 sonrasında değişmeye başlayan ekonomik süreç dolarizasyon sürecini de oluşturmaya başlamıştır. Dolarizasyon sorunu üzerinde uygulamalı çalışmalar 1987 yılından itibaren başlamıştır. Aşağıdaki paragraflarda Türkiye’deki dolarizasyon süreci ve dolarizasyonla ilgili diğer konular üzerinde yurtiçi ve yurtdışında yapılan bazı çalışmalar hakkında özet bilgiler sunulmaktadır.

Hakioğlu (1988), 1987 yılında yapmış olduğu “Türkiye’de Para İkamesi-(1984:12 - 198709)” isimli ekonometrik uygulamasını TCMB ‘nın Aralık 1987 tarihli tebliğiyle yayımlanmıştır. Daha sonra 1988 yılında aynı araştırma revize edilip 24 Haziran 1988 tarihinde TCMB araştırma Planlama ve Eğitim müdürlüğü No.8801 ile tekrar yayımlanmıştır. 1984-1987 yılları arasında para ikamesinin varlığını test etmek amacıyla yapılmış olan bu ekonometrik uygulamada kısmen dahi olsa TL’nin yabancı paralarla ikame edildiği bulgusuna varılmıştır. Ayrıca, para ikamesi düzeyini azaltmak amacıyla

hazine bonusu ve devlet tahvillerinin finansal varlık olarak kullanılabilceđi dűşüncesine ulařılmıştır. Kullanılan veriler aylık olup uygulanan ekonometrik yöntem “İki Ařamalı EKK Yöntemi” dir. Bađımlı deđiřken olarak DTH hesapları kullanılmıştır. Bađımsız deđiřkenler ise, vadeli ve vadesiz tasarruf mevduatları ayrı ve birlikte olmak üzere, hazine bonusu ve devlet tahvilleri toplamı ve bu deđiřkenlerle ilgili faiz oranları yanında TL'nin uğradığı deđer kaybını gösteren deđiřkenler kullanılmıştır.

Ertürk (1991)'ün yayınlamış olduđu “Türkiye İktisadında Yeni Bir Boyut : Para İkamesi, Kavram, Teori, Oluřum Süreci ve Sonuçları” adlı 1986:01-1988:06 dönemini analiz ettiđi uygulamasında para ikamesi ile ilgili uyguladıđı ekonometrik yöntem EKK' dir. Kullanmış olduđu veriler ise aylıktır. Deđiřken olarak DTH, M1 ve M2 para arzları, Enflasyon deđiřkeni, ulusal ve yabancı para faiz oranları, ABD Doları ve Alman Markı döviz kurlarını seçmiştir. Bu deđiřkenler kullanılarak Türkiye'de para ikamesinin varlığı ekonometrik olarak arařtırılmıştır. Bu çalışmada enflasyondaki artışlar, devalüasyon beklentileri ve yabancı para faiz oranlarındaki artışlarla yabancı para talebi arasında doğrusal bir iliřkinin var olduđu sonucuna ulařılmıştır.

Küçükkale (1996)'nin 1986:01-1995:07 dönemini için yapmış olduđu çalışmasında, enflasyon ve devalüasyon beklentilerinin Türkiye'de para ikamesi sürecine etkisinin olup olmadığını arařtırmıştır. Enflasyon ve devalüasyon beklentilerinin ekonomik birimlerce “adaptif” ve “rasyonel” olarak oluşturulabileceđinin dikkate alındığı kısa dönem analizlerinde EKK yöntemini kullanmıştır. Yapılan testler sonucunda yabancı para talebi ile enflasyon beklentisi arasında anlamlı iliřkiye ulařılmıştır. Ancak, yabancı para talebi ile devalüasyon beklentileri arasında anlamlı bir iliřkinin varlığı tespit edilememiştir. Küçükkale, çalışmasında, uzun vadeli iliřkileri test etmek amacıyla Koentegrasyon yöntemini kullanmıştır. Yabancı para talebi ile enflasyon beklentisi arasında uzun vadeli anlamlı iliřkinin varlığı belirlenmesine karřılık devalüasyon beklentileri ile anlamlı iliřkinin varlığı belirlenememiştir.

Özkaramete (1996), Türkiye'de dolarizasyonu ve para ikamesini etkileyen unsurları belirlemek amacıyla çalışmasını aylık olmak üzere 1990-1995 dönemi verileriyle yapmıştır. Bađımlı deđiřken olan dolarizasyon oranını temsilen, $DTH/Toplam$ mevduat oranını kullanmıştır. Bađımsız deđiřkenler olarak, döviz kuru beklentilerini, ulusal faiz

oranlarını, geniş anlamda para arzı ve enflasyon değişkenlerini kullanmıştır. Ekonometrik yöntem olarak VAR yaklaşımını benimsemiştir. Özkaramete, ekonometrik uygulamasında faiz değişkeni hariç tüm değişkenlerle dolarizasyon arasında pozitif bir ilişki belirlemiştir.

Yamak ve Yamak (1997)'in EKK yöntemiyle yapmış oldukları ekonometrik çalışmada bağımsız değişken olarak, M2Y'nin DTH' ye oranını seçmişler ve dolarizasyon değişkeni olarak adlandırmışlardır. Dört regresyon modeli kullanılarak yapılan analizde, bağımsız değişken olarak döviz kurlarındaki (ABD Doları ve Alman Markı) beklenen değişim oranları ile Türkiye'deki enflasyon ile ABD ve Almanya ülkeleri enflasyon farkları kullanılmıştır. Yamak ve Yamak'ın bu araştırmada kullandıkları dört regresyon denkleminde de döviz kurlarında beklenen değişimler ile dolarizasyon değişkeni arasındaki ilişki pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur.

Adanur Aklan (2001), döviz tevdiat hesaplarının M2Y' ye oranını bağımsız değişken olarak seçmiş ve dolarizasyon değişkeni olarak isimlendirmiştir. Granger nedensellik analizinin yapıldığı uygulamada dolarizasyon değişkeni ile enflasyon değişkenini temsilen TEFE değerleri arasında nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. 1990-2000 yıllarını kapsayan ve aylık verilerden oluşan uygulama sonuçlarına göre TEFE'den dolarizasyona doğru nedensellik belirlenmiştir. Yani enflasyon, para ikamesine veya dolarizasyona sebep olmaktadır.

Bahmani-Oskooee ve Domaç (2002), yaptıkları ekonometrik araştırmada 1990-2001 yılları için aylık veriler kullanmışlardır. Seçmiş oldukları değişkenler: Enflasyon, merkez bankası parasal tabanı, döviz kuru, kamusal sektör mal fiyatları ve dolarizasyon değişkeni (DTH/M2Y). Modelde VAR yöntemiyle iki hedefe ulaşmak amaçlanmıştır. Birincisi, Türkiye'de dolarizasyon sürecinin gelişimini etkileyen makro ekonomik ve kurumsal faktörlerin etkisini belirlemek. İkincisi, dolarizasyonun enflasyon üzerindeki etkisini belirlemek. Araştırmada yüksek enflasyon ve ekonomik istikrarsızlık ile kurumsal faktörlerin dolarizasyon sürecini olu etkiledikleri sonucuna ulaşmışlardır. Araştırmanın diğer sonucu dolarizasyondaki şokların önce parasal tabanı düşürdüğü ve daha sonra parasal tabanda bir genişleme olduğudur. Böylece, parasal tabanın genişlemesiyle bütçe açıklarını kapatmakta kullanılabilecek olan enflasyon vergisi üretilmiş olmaktadır.

Civcir (2003), 1986:01-1999:12 dönemine ait aylık verilerle Johansen's (1988, 1991) maximum likelihood sürecini uygulayarak yaptığı analizde iki tane kukla değişken yanında reel olarak ulusal ve yabancı para faiz oranları farkı, beklenen döviz kuru değişimleri, döviz kuru riski, parasal ekonomik politikanın kredibilitesi gibi bağımsız değişkenlere karşılık bağımlı değişken olarak dolarizasyon oranını (DTH/M2Y) kullanmıştır. Elde edilen ekonometrik sonuçlara göre, Türkiye'de uzun dönemde dolarizasyon sürecinin belirleyicisi olarak reel faiz oranları farkı ile beklenen döviz kuru değişimleri bulunmuştur.

Acar Balaylar ve Abuk Duygulu (2004), Türkiye'de para ikamesi altında para talebinin istikrarlı olup olmadığını, çeyrek verilerden oluşan 1987-2000 dönemi için araştırmıştır. Araştırmada M2 para arzı, nominal GSMH, enflasyon(TÜFE), reel döviz kuru, üç aylık hazine bonosu faiz oranı ve yıllık mevduat faiz oranı değişken olarak kullanılmıştır. Uygulamada, iki aşamalı Engle-Granger tahmin yöntemi kullanılmıştır. Araştırmanın bulgularına göre, para talebi fonksiyonunu oluşturan değişkenler arasında uzun dönemde koentegrasyon ilişkisi belirlenememiştir. Balaylar ve Duygulu'ya göre söz konusu dönemde para ikamesi altında para talebi fonksiyonu öngörülemez hipotezi doğrulanmıştır.

Darıcı (2004), 1990:03-2002:03 dönemini analiz ettiği araştırmasının bağımlı değişkeni olan para ikamesi (Cs) değişkenini seçmiştir. Para ikamesi değişkeni, M2Y'nin M2'ye oranı ile elde edilmiştir. Bağımsız değişken olarak, reel döviz kuru, enflasyonu temsilen TÜFE ve aylık vadeli mevduat faiz oranının reel değerleri seçilmiştir. Değişkenler arasındaki ilişki EKK yöntemiyle tahmin edilmiştir. Darıcı, araştırmasında, Türkiye'de para ikamesi olgusunun varlığını ABD doları cinsi reel döviz kuru ile enflasyon değişkeninin belirlediği sonucuna varmıştır.

Başkurt (2005), Türkiye'de para ikamesi ve finansal dolarizasyonun varlığını araştırdığı ekonometrik araştırmasında bağımlı değişken olarak M2Y-M2 ve bağımsız değişken olarak beklenen döviz kuru ile ulusal ve yabancı para faiz oranlarını kullanmıştır. Başkurt, 3 aylık veriler kullanarak, Johansen eşbütünleşme yöntemiyle 1987:01-2004:02 dönemini analiz etmiştir. Uygulamanın bulgularına göre Türkiye'de para ikamesi ile beklenen döviz kurunun koentegre oldukları sonucuna varmıştır.

Us ve Kıvılcım (2005), Türkiye’de para ikamesi sürecini 1990-1999 dönemi verileriyle, kukla değişken de kullanarak analiz etmişlerdir. Araştırmada, para ikamesi oranı (DTH/M2Y), enflasyon oranı, döviz kuru (ABD ve Alman Markı’ndan oluşan sepet), ulusal ve yabancı para faiz oranı farkı, enflasyon kukla değişkeni ve TL değer kaybı kukla değişkenlerinden oluşan veri seti kullanılmıştır. Analiz, 1990-1993 ve 1995-1999 alt dönemlerinden oluşmaktadır. Geçmişte enflasyonun için kaydedilen en yüksek oranı temsil eden kukla değişken ile para ikamesi sürecinde Histeresis olup olmadığı test edilmiştir. Ayrıca, alternatif olarak, TL’de yaşanan en yüksek değer kayıp oranını temsil eden kukla değişken ile de aynı amaç test edilmiştir. ARDL modeliyle elde edilen bulgulara göre enflasyon oranı para ikamesini varlığını belirleyen en önemli değişken olmaktadır. Buna ek olarak ulusal parada meydana gelen değer kayıpları da para ikamesi sürecini açıklayıcı değişken olarak görülmektedir.

Birkan (2006), 1990-2005 yılları arasında Türkiye’de para ikamesi ve varlık ikamesini belirlemek amacıyla Johansen maximum likelihood yöntemini kullanmıştır. Araştırmada, varlık ikamesi oranı, para ikamesi oranı, yabancı para mevduat faiz oranı, benchmark varlık getiri oranı, enflasyon farkları gibi değişkenler kullanılmıştır. Araştırma dönemini kapsamak üzere, maksimum enflasyon oranı, ulusal paranın maksimum değer kayıp oranı, maksimum faiz oranı, maksimum varlık ikamesi oranı ve maksimum para ikamesi oranı ratchet (kukla) değişken olarak seçilmiştir. Araştırmada, varlık ikamesi ile ulusal ve yabancı faiz oranları arasındaki ilişki yanında para ikamesi oranı ile yurtiçi ve yurtdışı faiz oranları farkı arasındaki ilişki test edilmiştir. Ayrıca, irreversibility yani tersinmezliği (geri dönülmezliği), test etmek amacıyla enflasyon, faiz oranı, değer kayıp oranı ve varlık ikamesi / para ikamesi oranı gibi ratchet değişkenler kullanılmıştır. Araştırmadan elde edilen bulgulara göre ulusal ve yabancı enflasyon farkları ile para ikamesi oranı arasında uzun dönemli ilişki bulunmuştur. Araştırmada ayrıca, ulusal ve yabancı mevduat faiz oranları farkı ile varlık ikamesi oranı arasında da uzun dönemli ilişkinin varlığına dair kanıt elde edilmesine karşılık varlık ikamesinde tersinmezlik konusunda ekonometrik kanıt rastlanılmamıştır.

Terzi ve Kurt (2007), 1990:01-2006:04 dönemini kapsayan araştırmada aylık TÜFE, TEFE, Dolarizasyon değişkeni (DTH/M2Y), reel döviz kuru ve para arzı değişkenlerine ait veriler ve VAR yöntemi kullanılmıştır. Araştırmada, Dolarizasyon ile

enflasyon, reel döviz kuru ve para arzı değişkenleri arasındaki ilişkiler belirlenmeye çalışılmıştır. 1990-2001 alt dönemi için elde edilen bulgulara göre enflasyonun nedeni olarak dolarizasyon ve döviz kuru belirlenmiştir. Dolarizasyonun nedeni olarak enflasyon, döviz kuru ve para arzı değişkenleri belirlenmiştir. 2001-2006 dönemi için elde edilen bulgulara göre kurdan enflasyona doğru zayıf ilişki ile para arzından enflasyona doğru güçlü ilişki belirlenmiştir. Bu dönem için dolarizasyonun nedeni olarak sadece para arzı değişkeni belirlenmiştir.

Sarı (2007), iki aşamalı EKK ve VAR yöntemiyle Türkiye'nin 1990-2006 dönemini çeyrek verilerden oluşan veri setiyle incelemiştir. Araştırmada, dolarizasyon değişkeninin bağımlı değişken olduğu tahmin modelinde, döviz kuru, risk değişkeni, ulusal ve yabancı para faiz farkı değişkenleri bağımsız değişken olarak kullanılmıştır. Araştırmada ulaşılan sonuçlara göre, döviz kuru, risk değişkeni, ulusal ve yabancı para faiz farkı, dolarizasyon sürecini etkilemesine karşılık, dolarizasyon, para arzı, faiz oranı ve cari işlemler açığı da döviz kurunu dikkate değer şekilde etkilemektedir.

Taşçı ve Darıcı (2008), 1987:01-2007:08 dönemini analiz ettikleri araştırmada Türkiye'de para ikamesi ve ters para ikamesinin, döviz kuru aracılığıyla senyoraj gelirlerini etkileyip etkilemediği belirlenmeye çalışılmıştır. Araştırmada reel para talebi bağımlı değişken ve enflasyon ile döviz kurunun gerçekleşen değerleri ise bağımsız değişken olarak belirlenmiştir. Araştırmada, Johansen–Juselius koentegrasyon yöntemi kullanılmıştır. Araştırmadan beklenen sonuca göre para ikamesinin varlığı durumunda reel para talebi fonksiyonunun istikrarsızlaşacağı, ters para ikamesi durumunda ise reel para talebi fonksiyonunun istikrarlı olacağı şeklindedir. Yani, para ikamesi durumunda reel para talebi azalıp senyoraj gelirlerinde azalmanın olacağı ve ters para ikamesi sürecinde ise reel para talebinin artacağı ve dolayısıyla senyoraj gelirlerinin de artacağı beklenmektedir. Araştırmanın bulgularına göre enflasyonda ve kurda artış olduğunda reel para talebi azalmakta buna karşılık, enflasyonda ve kurda azalışın olduğu zamanlarda para talebi artmaktadır. Dolayısıyla reel para talebi azalınca senyoraj gelirleri azalma eğilimi göstermiş, ancak, reel para talebi artınca senyoraj gelirleri artma eğilimi göstermiştir. Araştırmaya göre 2001 yılından itibaren döviz kurunda meydana gelen düşmeyle birlikte para ikamesi süreci tersine dönmeye başlamış ve reel para talebi artarak senyoraj gelirlerini artırmıştır.

Kaplan ve diğeri (2008), Türkiye için Enternasyonal Finansal İstatistik verilerinden yararlanılarak oluşturulan veri seti ile 1987:01-2006:08 dönemini analiz etmişlerdir. Değişkenler olarak, reel M1 para arzı, reel GSYİH, nominal faiz oranı, nominal efektif döviz kuru kullanılmıştır. Analiz, Johansen-Juselius eşbütünleşme yöntemiyle gerçekleştirilmiştir. Elde edilen ekonometrik sonuçlara göre, faiz oranında meydana gelen bir artış sonucunda para talebi azalmaktadır. Gelirde meydana gelen bir artış, para talebini artırmaktadır. TL’de meydana gelen değer kaybı sonucunda M1 para arzında düşme meydana gelmesini Türkiye’de para ikamesinin varlığını gösteren bir delil olarak kabul etmiştir.

Hekim (2008), para ikamesini etkileyen değişkenlerin belirlenmesi ve para ikamesi histerisinin ölçülmesi için yaptığı uygulamada, para ikamesini temsil eden Pİ değişkenini olarak DTH/M2Y’ yi seçmiştir. Bağımsız değişken olarak, enflasyon oranlarını temsilen TÜFE, yabancı ve ulusal faiz oranları farkını temsilen faiz farkı değişkenini ve reel döviz kuru değişkenini seçmiştir. 1992-2007 dönemini kapsayan uygulamada değişkenler arasındaki ilişkiyi belirlemek için EKK yöntemini kullanmıştır. Uygulamanın sonuçlarına göre para ikamesi sürecini etkileyen en önemli değişkenler olarak enflasyon ve reel döviz kurundaki değişimler belirlenmiştir.

Erbaykal ve diğeri (2008), 2001:05-2006:12 dönemini için De-dollarization yani Ters dolarizasyonun varlığını belirlemek amacıyla M2 para talebi fonksiyonunu Peseran vd. (2001) tarafından geliştirilen ve sınır testi olarak bilinen ARDL modeli ile tahmin etmişlerdir. Araştırmada, TCMB verilerinden yararlanılarak hazırlanan reel M2, 1987 fiyatlarıyla reel milli gelir, nominal faiz oranı ve nominal efektif döviz kurundan oluşan veri seti kullanılmıştır. Elde edilen bulgulara göre 2001-2006 dönemi için Türkiye’de ters dolarizasyon sürecinin oluştuğu yönünde kanaate varmışlardır.

Taşçı ve diğeri (2009), 2001:04 - 2006:12 dönemini kapsayan ve aylık verilerden oluşan veri setiyle yaptıkları araştırmada ters para ikamesi sürecinin döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkisi ve döviz kuru oynaklığının da para talebi üzerindeki etkisi araştırılmıştır. Döviz kuru oynaklığının belirlenmesinde EGARCH-M yani “üstel GARCH-Ortalama” yöntemi ve para talebi denkleminin tahminin de ise Peseran vd. (2001) “sınır testi yaklaşımı” kullanılmıştır. Araştırmanın sonuçlarına göre ters para ikamesi süreci döviz

kuru oynaklığını azaltmış ve döviz kuru oynaklığının azalmasıyla ters para ikamesi süreci de hızlanmıştır. Bu sonuç para talebi modeliyle tahmin edilmiştir. Uygulamada, para talebini temsil etmek üzere M2 para arzı, reel GSYİH, Libor faiz oranları (İngiltere merkez bankası veri setinden alınmış), ulusal bono faiz oranları ortalamasının aylık değişimi faiz oranı olarak belirlenmiştir. Ayrıca ulusal bono faiz oranları; döviz kurunu temsilen ise “gerçekleşen efektif US Dolar/TL kuru”, enflasyonu temsilen TÜFE ve para ikamesi de değişken olarak kullanılmıştır.

Adanur Aklan ve Nargeleçekenler (2009), yükümlülük dolarizasyonunun imalat sanayi sektöründeki bilanço etkisini “Dinamik Panel Veri Metodu” ile araştırmıştır. Yükümlülük dolarizasyonu, ekonomik birimlerin yabancı para cinsi borçlanmalarını ifade etmektedir. Araştırmada, 1998-2007 dönemine ait TCMB veri sisteminden yararlanılarak elde edilen “ sektör bilançolarında yayınlanan ve imalat sanayi sektöründe faaliyet gösteren 14 alt sektöre ait borçlanma verilerini kapsayan toplam 140 veri kullanılmıştır. Ayrıca, Dış ticaret müsteşarlığından (DTM) alınan “sektörel ihracat verileri” ve TCMB sektör bilançolarından elde edilen “sektörel yatırım verileri” kullanılmıştır. Araştırmanın bulgularına göre imalat sanayinde “bilanço etkisi”nin varlığı ortaya konulmuştur. Bir diğer sonuç ise zayıf olmakla birlikte “rekabet etkisi”dir.

Dumrul (2010), ticari dışa açıklık, beklenen döviz kuru, beklenen enflasyon oranı ve Türkiye ile ABD reel faiz oranları farkı değişkenleri ile para ikamesi arasındaki ilişki 1988-2009 yılları için analiz edilmiştir. Uygulamada “ sınır testi” yaklaşımı ile eş-bütünleşme analizi” yöntemi kullanılmıştır. Uygulamada kullanılan değişkenler olarak, Dışa Açıklık oranı (İthalat ve ihracat toplamının reel GSYİH’ya oranından elde edilmiş), Para ikamesi oranı (Reel DTH’nın reel GSYİH’ya oranından elde edilmiş), beklenen döviz kuru, yurtiçi ve yurtdışı faiz oranları farkı, yurtiçi enflasyon oranı kullanılmıştır. Ekonometrik uygulamadan elde edilen sonuçlara göre yukarıda sayılan tüm değişkenler ile para ikamesi arasında pozitif ilişkinin varlığı belirlenmiştir.

Saraç (2010), 1994:01-2009:12 dönemini kapsayan ve VAR yöntemi uygulayarak enflasyonla para ikamesi arasındaki ilişkiyi aylık verilerle araştırmıştır. Ayrıca değişkenler arasında nedensellik ilişkisi de araştırılmıştır. Araştırmada enflasyonu temsilen TÜFE ve dolarizasyon oranı olarak DTH/M2 kullanılmıştır. Araştırmanın sonuçlarına göre

enflasyon, dolarizasyonun nedeni olarak belirlenmiştir. Elde edilen bu sonuç varyans ayrıştırması ve etki-tepki fonksiyonları ile desteklenmiştir.

2.2. Dünyada Dolarizasyon ve Para İkamesi çalışmalarından Örnekler

Girton ve Roper (1976), Para ikamesi teorisi ve etkilerini araştırmışlardır. Bordo ve Choudhri (1980), Kanada için para talebi ve para ikamesi ilişkisini regresyon analiziyle araştırmıştır. Ortiz (1983), Meksika için dolarizasyonun sebepleri ve sonuçlarını, para talebini regresyon yöntemiyle tahmin ederek araştırmıştır. Marquez (1984), Para ikamesini para talebi modeliyle Venezüella için araştırmıştır. El-Erian (1987), Mısır ve Yemen için para ikamesinin belirleyicilerini regresyon analiziyle tahmin etmiştir. Vires (1988), Para ikamesi esnekliğini Kanada ve Hollanda Antilleri için araştırmıştır. Handa ve Bana (1990), Para ikamesi ile para talebinin işlem maliyetleri modeli ilişkisini araştırmıştır. Giovannini (1991), para talebi ve para ikamesi belirleyicilerini tahmin etmiştir. Rojas-Suarez (1992), Peru'da enflasyon ve para ikamesi ilişkisini incelemiştir. Sturzenegger (1992), Hiper enflasyon-para ikamesi ilişkisini incelemiştir. Kamin ve Ericsson (1993), Arjantin için dolarizasyon olgusunu araştırmıştır. Aarle ve Budina (1995), Doğu Avrupa ülkeleri için para ikamesi belirleyicilerini ve senyoraj ilişkisini Regresyon ve ECM modeliyle araştırmıştır. Agenor ve Khan (1996), Gelişmekte olan ülkelere Bangladesh, Brezilya, Ekvator, Endonezya, Malezya, Meksika, Fas, Nijerya, Pakistan ve Filipinler için regresyon analizleri yöntemiyle para talebi fonksiyonları tahmin edilerek para ikamesinin belirleyicileri araştırılmıştır. Moron (1997), Peru için Koentegrasyon yöntemiyle para ikamesi ile varlık ikamesinin varlığını test etmiştir. Ayrıca, Tullio ve Ivanova (1998), Rusya için para talebi fonksiyonunu tahmin ederek Rusya'da para ikamesinin belirleyicileri araştırılmıştır.

Mongardini ve Mueller (1999), Kırgızistan için 1993:05-1998:10 dönemini analiz etmiştir. Analizde, bankalarda bulunan yabancı para miktarına dayanılarak ölçülen para ikamesi derecesine göre Kırgızistan'da para ikamesi yüksek bir düzeye erişmiştir. Analizde, para ikamesi oranı, ulusal ve yabancı para faiz oranları farkı, beklenen devalüasyon oranı, ve Histeresis'i temsilen kukla değişken kullanılmıştır. Uygulamada Regresyon tahminleri yanında ARDL süreci takip edilmiştir. Analiz sonuçlarına göre Kırgızistan'da, faiz farkları ve döviz kurundaki değişimler para ikamesinin belirleyicileri

olarak bulunmuştur. Ancak, para ikamesi durum henüz geri dönülmez düzeye ulaşmamıştır.

Sarayevs (2000), Letonya'da para ikamesinin varlığını test ettiği ekonometrik uygulaması 1993:01 - 1999:06 dönemini kapsamaktadır. Bu uygulamada, kamu harcamalarının GSYİH içindeki payı, enflasyon, nominal GSYİH, para ikamesi oranı (DTH/M2), reel döviz kuru, merkez bankası net yabancı varlıkları, toplam ticaretin GSYİH içindeki payı ile beraber kukla değişkenler kullanılmıştır. Uygulamada söz konusu dönem olağan EKK (OLS), nedensellik, ECM modeliyle analiz edilmiştir. Uygulama sonuçlarına göre, döviz kurunun değer kaybetme oranı ile yabancı para cinsi mevduatlar para ikamesi üzerinde etkili olan değişkenler olarak belirlenmiştir.

Komarek ve Melecky (2002), Çek Cumhuriyeti'nde çeyrek verilerle para ikamesinin varlığını para talebi açısından test etmişlerdir. Yapılan analiz, 1994'ten 2001'in ikinci çeyreği de dahil olduğu dönemi kapsamaktadır. Çekya için modifiye edilmiş Branson ve Henderson portföy dengesi modeli test edilmiştir. Böylece, geniş anlamda para ikamesine çoklu bir yaklaşım sağlanmış olacağı düşünülmüştür. Bu yaklaşıma göre, ulusal ve yabancı para yanında ulusal ve yabancı finansal varlıklara olan talep de göz önüne alınmaktadır. Ekonometrik yöntem olarak, Johansen yöntemi ve ARDL tekniğinden yararlanarak yapılan tahminler desteklenmiştir. Uygulamada, ulusal bankalardaki mevduat miktarı (M2-yabancı para mevduat miktarı), yabancı para mevduat miktarı/ulusal para mevduat miktarı, toplam portföy yatırımları/ ulusal mevduat miktarı' oranı bağımlı değişkenler olup açıklayıcı değişkenler olarak enflasyon oranı, reel gelir, döviz kurları, ulusal ve yabancı faiz oranları değişkenleri kullanılmıştır. Uygulama sonuçlarına göre, para ikamesinin varlığına merkez bankasınca yayınlanan değersiz banknotlar, finansal krizlerin etkisi, makro ekonomik istikrarsızlık ve kayıt dışı ekonomidir.

Lazea ve Cozmanca (2003), Romanya'da para ikamesini 1997:06 - 2003:03 dönemini kapsayan verilerle para talebi fonksiyonunu Johansen koentegrasyon yöntemiyle tahmin ederek incelemişlerdir. Tahmin modeli için M2 para arzı, sanayi üretim indeksi, mevduat faiz oranı, döviz kuru değişim oranı, beklenen döviz kuru, beklenen enflasyon oranı değişken olarak seçilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre Romanya'da para ikamesinin

varlığına karar verilmiştir. Ayrıca, gerçeği yansıtmada yetkinliği sağlamak için para talebi tahmin modelinin istikrarlığı test edilmiştir.

Harrison ve Vymyatnina (2007), Rusya'da ters dolarizasyon sürecinde para ikamesinin varlığını test etmişlerdir. Rusya Krizi sonrası 1999:01 - 2005:08 dönemi kapsayan ekonometrik uygulamada Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) kullanılmıştır. Uygulamada, Döviz tevdiat hesapları, Mo ve M2 Para arzları ile ağırlıklı ortalaması alınmış ulusal para ve yabancı para için faiz oranı, aylık ortalama döviz kuru, nominal toplam ticaret, enflasyon oranı değişkenleri seçilmiştir. Uygulama sonuçlarına göre, para ikamesi para talebini istikrarsızlaştırmaktadır. Harrison ve Vymyatnina ayrıca, alınan çeşitli önlemler sayesinde para ikamesinin 1999 yılından itibaren başlayan ters dolarizasyon süreciyle düşmeye devam ettiğini ileri sürmektedirler.

Yunisa (2008), Nijerya için 1986:01- 2005:02 döneminde para ikamesinin ve döviz kuru oynaklığının para politikası üzerindeki etkilerini VECM modeliyle tahmin ederek incelemiştir. Ekonometrik uygulamada, para ikamesi oranı (DTH/M2), ulusal ve yabancı para faiz oranları, beklenen döviz kuru, ulusal enflasyon oranı, reel döviz kuru, para ikamesi indeksi ve reel GSYİH değişkenleri kullanılmıştır. Uygulama sonuçlarına göre, döviz kurundaki oynaklık birkaç gecikmeyle para politikasına tepki vermektedir. Sıkı para politikası amacıyla yapılan şok, hem kısa hem de uzun dönemde yurtiçi fiyatlarda kalıcı bir düşüşe yol açmaktadır. Para ikamesi, makro ekonomik politikanın küçük bir hatasının sonucunda oluşmamıştır. Para ikamesi, yabancı para bulundurmaya gibi kolay görünmesine karşılık, süreci tersine döndürmenin zor olabileceği belirtilmektedir. Olalekan, ayrıca, para ikamesini düşürmede döviz kuru politikalarının faiz tabanlı politikalara göre daha etkin olduğu ileri sürmüştür.

Neanidis ve Savva (2009), geçiş ekonomilerinde, kısa dönemde finansal dolarizasyonun belirleyicilerini test etmişlerdir. Bunun için mevduat ve borç dolarizasyonu bağımsız olarak ele alınmıştır. Uygulama, aylık verilerden oluşan dengelenmemiş panel veri seti ile 11 geçiş ekonomisi ülkesi için panel veri analizi yöntemiyle yapılmıştır. Bunun için OLS ve GLS yöntemleri de kullanılmıştır. Bu ülkeler: Bulgaristan, Çek Cumhuriyeti, Estonya, Ermenistan, Gürcistan, Kırgızistan, Letonya, Polonya, Romanya, Rusya ve Ukrayna'dır. Bu ülkeler için kullanılan verilerin bir kısmı 1993 ve diğerleri daha yakın

yıllardan başlayan aylık veriler olup en uzun 1998 yılları arasına aittir. Bağımlı değişken olarak, Deposit Dolarizasyon ve Loan Dolarizasyon değişkenleri kullanılmıştır. Bağımsız değişken olarak, döviz kuru faktörü, para tabanı faktörü, net dış varlıklardaki değişim, faiz oranları farkı, enflasyon, sanayi üretim endeksi gibi temel değişkenler yanında Avrupa birliği üyeliğini temsilen kukla değişken, enflasyonun maksimum değeri, paranın maksimum değer kayıp oranı, Rusya Krizi için kukla değişken, rüşvet indeksi, uluslararası finanssal entegrasyon endeksi (toplam iç varlıklar / toplam dış yükümlülükler), Avrupa üyeliği öncesi ve sonrası için kukla değişken, yabancı para tutma kısıtlamasının var olup olmadığını temsilen kukla değişken, Avrupa üyeliğine karar verilmesiyle ilgili kukla değişken, döviz kuruna müdahale edilip edilmediğini gösteren değişken, paranın aylık durumuna bakılarak değer kazanma durumunda -1 ve değer kaybetme durumunda 1 verilerek oluşturulan asimetri değişkeni, enflasyonun birinci farkı gibi birçok değişken kullanılarak uygulama yapılmıştır. Uygulama sonuçlarına göre, mevduat ve borç dolarizasyonunun her ikisi de faiz farklarından ve arzu edilen dolarizasyondan sapmalardan etkilenmektedir.

Tehranchian ve Behraveshteh (2011), İran için 1978-2008 döneminde para ikamesinin varlığını ARDL modeliyle, kısa ve uzun vadeli para talep fonksiyonlarını tahmin ederek incelemiştir. Ekonometrik uygulamanın, değişkenleri olarak enflasyon, reel GSYİH, reel döviz kuru, reel faiz oranı, para talebi değişkeni için M2 para arzı seçilmiştir. Ekonometrik sonuçlara göre, hem kısa vade hem de uzun vadede para ikamesinin varlığı belirlenmiştir. Para talebi üzerinde gelirin direkt etkisinin yanında reel faiz oranının ve enflasyonun dolaylı etkisinin olduğu ve bu etkinin kısa vadeye göre uzun vadede daha güçlü olduğu ileri sürülmüştür.

Chavez (2012), Bolivya için 1990:01-2011:06 dönemini VAR yöntemiyle incelemiştir. Bolivya için yapılmış olan bu uygulamada yabancı para mevduat miktarı, enflasyon, nominal döviz kuru ve sermaye girişleri değişken olarak kullanılmıştır. 2000:01 itibarıyla yabancı para cinsi kredi miktarı (Kredi dolarizasyonu) da göz önünde bulundurularak De-dolarizasyon süreci araştırılmıştır. VAR yöntemiyle yapılan tahmin sonuçlarına göre ters dolarizasyon sürecinde etkili olan değişken sermaye girişleri sonucu değerlendirilen döviz kurudur. Döviz kurundaki değerlendirme ithal mal fiyatlarıyla ithal edilen enflasyonun düşürülmesinde de etkili olmaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. EKONOMETRİK YÖNTEM

Bu bölümde, dolarizasyon ile enflasyon, Dolar Kuru, Avro kuru ve dolarizasyonun gecikmeli değerlerinden oluşan adaptif beklentiler arasındaki kısa ve uzun dönemli ilişkilerin araştırılmasında takip edilen yöntem açıklanacaktır. Bunun için tanımlayıcı istatistikler, durağanlık analizinde kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi (ADF) ile Phillips-Perron (1988) (PP) birim kök testleri ve bu testlerin uygulamasında dikkate alınan AIC kriteri açıklanacaktır. Bunlardan sonra Granger nedensellik analizi üzerinde durulacaktır. Daha sonra, Eşbütünleşme yöntemlerinden olan Engle-Granger eşbütünleşme yöntemiyle Johansen Eşbütünleşme Yöntemi açıklanarak, Vektör Hata Düzeltme Yöntemi ve özellikleri anlatılacaktır.

Uygulama aşamasında öncelikle veri setini oluşturan değişkenlerin tanımlayıcı istatistikleri belirlenerek ortaya konulacaktır. Daha sonraki aşamada ilgili değişkenlere ait durağanlık özellikleri araştırılıp, devamında uygulama aşamalarının sonuçları, teorik çizgiyi koruyarak, gösterilecek, eşbütünleşme için uygun olup olmadıkları belirlendikten sonra uygulanacak olan yöntemlerin sonuçları tablolar halinde ortaya konulacaktır.

3.1. Zaman Serilerinde Kullanılan Bazı Tanımlayıcı İstatistikler

Bu altbaşlık altında korelasyon katsayısı, aritmetik ortalama, medyan, standart sapma, Eğiklik (Skewness), Basıklık (Kurtosis), Jargue-Bera istatistiği, Hata kareler Toplamı, Determinasyon katsayısı ve düzeltilmiş determinasyon katsayısı gibi kavramlar kısaca tanımlanacaktır (Yamak ve Köseoğlu, 2008: 59):

Korelasyon Kat Sayısı, değişkenler arasındaki ilişkinin yönü ve derecesi hakkında bilgi verip, 0 ile ± 1 arasında değer alır. Katsayının 1 olması iki değişken arasında doğrusal

ilişkinin tam olmasını, -1 olması ters yönlü ilişkiyi, 0 olması ise değişkenler ararsındaki ilişkisizliği belirtir.

Aritmetik Ortalama, her hangi bir serideki gözlem değerleri toplamının gözlem sayısına bölünerek bulunan merkezi eğilim ölçülerindedir.

Medyan, her hangi bir serideki gözlem değerleri büyükten küçüğe veya küçükten büyüye doğru sıralandığında serinin tam ortasına rastlayan ve seriyi iki parçaya böldüğü kabul edilen merkezi eğilim ölçülerindedir.

Standart Sapma, kareli ortalamaya dayanarak hesaplanır. Kareli ortalama, bir serideki gözlem değerlerinin karelerinin aritmetik ortalamasının karekökü alınarak hesaplanır. Standart sapma ise, bir serideki gözlem değerlerinin aritmetik ortalamadan sapmalarının kareli ortalaması olarak tanımlanmaktadır. Hesaplanması sırasında önce aritmetik ortalama bulunur. Daha sonra gözlem değerlerinin bulunan aritmetik ortalamadan farkları hesaplanarak yeni bir seri oluşturulur. Oluşturulan yeni serinin kareleri alındıktan sonra aritmetik ortalaması hesaplanır ve karekökü alınarak standart sapma elde edilir. Standart sapmanın karesi ise varyans olarak tanımlanmaktadır.

Eğiklik (Skewness), bir frekans dağılımının normal dağılım simetrisinden ayrılması olarak tanımlanmaktadır. Buna göre dağılım, normal dağılımı karşılamıyorsa sağa veya sola eğik bir dağılım sergiler. Eğiklik değeri, ortalamalara ve momentlere dayanarak hesaplanabilirler. Aşağıda ortalamalara göre dağılımın simetrisini belirlemede kullanılacak değerler verilmiştir.

| | |
|-----------------------|--|
| Dağılım simetrik ise | Aritmetik Ortalama = Medyan = Mod olur |
| Dağılım sağa eğik ise | Aritmetik Ortalama > Medyan > Mod olur |
| Dağılım sola eğik ise | Aritmetik Ortalama < Medyan < Mod olur |

Basıklık (Kurtosis), bir serideki dağılımın dikliğini belirlemede kullanılan bir ölçüttür. Momentlere göre hesaplanan basıklık katsayısı $a_4 = 4.\text{moment} / 2.\text{moment}$ formülüyle hesaplanır. Basıklık ölçüsü olarak aşağıdaki değerler göz önünde bulundurulurularak karar verilir:

$a_4 = 3$ ise seri normal dağılmaktadır.

$a_4 > 3$ ise serinin dağılımı diktiler.

$a_4 < 3$ ise serinin dağılımı basıktır.

Jarque-Bera İstatistiği, herhangi bir serinin normal dağılımdan ayrılıp ayrılmadığını ölçmede kullanılan bir istatistiktir. Jarque ve Bera istatistiği, Lagrange çarpanı ölçüsüne dayanır. Örneklem eğiklik ve basıklık ölçülerinin dönüşümlerinden elde edilmektedir. Beklenen eğikliğin 0 değerinde ve beklenen basıklık fazlalığının 3 değerinde olacağı sıfır hipotezine göre test gerçekleştirilir. Bu değerler normal dağılım değerleridir.

3.2. Yapısal Kırılmanın Belirlenmesinde Chow Testi

Chow testi, bir regresyon modelinin örnekten örneğe bütünüyle değişiklik gösterip göstermediğini test etmede kullanılır. Yapısal değişimi test eden Chow testinin uygulama aşamaları şunlardır (Yamak ve Köseoğlu, 2008: 369):

- Regresyon modeli öncelikle n gözlemlerli örneğin tümüne uygulanır ve hata Terimleri kareleri toplamı hesaplanır.
- Aynı regresyon modeli n_1 adet gözlemden oluşan birinci alt guruba ve n_2 adet gözlemden oluşan ikinci alt guruba uygulanır ve her birinin hata kareleri toplamı hesaplanır.
- Hipotez kurulur ve F istatistiği hesaplanır. F istatistiği tablo değerinde küçük olursa yapısal değişimin olmadığına karar verilir; aksi halde F istatistiği tablo kritik değerinden büyükse yapısal değişimin olduğuna karar verilir.

Chow testini uygularken kurulacak olan hipotezler ve karar kriterleri sabit terimli (β_0), Trendli ve iki bağımsız değişkenli (X_t, Z_t) gibi bir örnek model için aşağıdaki gibidir:

$$\text{Ana Örnek Tahmin Modeli: } Y_t = \beta_0 + \beta_0 \text{TREND} + \beta_2 X_t + \beta_3 Z_t$$

Hipotezler:

Ho: yapısal deęişim yoktur ($\beta_0^* = \beta_0^{**}$, $\beta_1^* = \beta_1^{**}$, $\beta_2^{**} = \beta_1^{**}$, $\beta_3^* = \beta_3^{**}$)

H1: yapısal deęişim vardır ($\beta_0^* \neq \beta_0^{**}$, $\beta_1^* \neq \beta_1^{**}$, $\beta_2^{**} \neq \beta_1^{**}$, $\beta_3^* \neq \beta_3^{**}$)

Karar Kriteri:

$F_{\text{hesaplanan}} > F_{\text{tablo}} = \text{Ho red ve H1 Kabul edilir. Yapısal deęişim vardır.}$

$F_{\text{hesaplanan}} < F_{\text{tablo}} = \text{Ho Kabul ve H1 reddedilir. Yapısal deęişim yoktur.}$

Yapısal deęişim duraęanlık analizinde dikkate alınması gereken bir durumdur. Yapısal deęişimin belirlenmesi durumunda yapısal deęişimi dikkate alan birim kök testlerinin uygulanması gerekir. Yapmış olduğumuz uygulamada yapısal deęişimin olduğuna hakkındaki ön bilgimiz Chow testi ile test edilerek, yapısal deęişim olduğuna karar verilmiştir.

3.3. Duraęanlık Analizi ve Birimkök Testleri

Zaman serisi analizlerinde en önemli kavramlardan biri “duraęanlıktır. İktisadi Zaman serilerinde duraęan olmama durumu mevsimsel etkilerden veya deterministik trendden veyahut da stokastik bir trendden kaynaklanmış olabilir. Serilerden anlamlı sonuçların alınabilmesi için serilerin bu tür etkilerden arındırılması gerekir. Duraęan bir seri zamanla ortalaması ($E(Y_t) = \mu$) ve varyansı ($\text{var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$) deęişmeden sabit kalan seridir. Eęer bir seri, bu anlamda duraęan deęilse bu tür serilere duraęan olmayan seriler denir. Genel olarak, ortalamasıyla varyansı zaman içinde deęişmeyen ve iki dönem arasındaki ortak varyansı bu ortak varyansın hesaplandığı döneme deęil de yalnızca iki dönem arasındaki uzaklığa baęlı olan olasılıklı bir süreç için duraęandır denir (Gujarati, 2011: 713).

Duraęan olmayan seriler ile yapılan tahminler sonucunda gerçek dışı sonuçlar elde edilmektedir. Bu tür sonuçlar iktisadi anlamda bir hüküm ifade etmemektedirler. Regresyonun gerçek bir ilişkiyi mi yoksa sahte bir ilişkiyi mi yansıttığı zaman serisi verilerinin duraęan olup olmaması ile yakından ilişkilidir. Bundan dolayı ekonometrik

analizlerde durağanlık son derece önem arz etmektedir ve analize durağanlıktan başlanmaktadır. Sahte bir regresyon, yüksek korelasyon (R^2) ve yüksek derecede anlamlı t ve F istatistiklerine sahip olmaktadır. Böyle sonuçların elde edilmesi serilerin yukarı veya aşağı doğru kalıcı trend içermelerinden kaynaklanmaktadır (Gujarati, 2011: 709). Serilerde deterministik trendin varlığının belirlenmesi durumunda fark alma işlemine ek olarak regresyon denkleminde “Trend” değişkeni eklenerek seriler trendden arındırılabilir. Trenden arındırılarak durağan hale gelen serilere trend durağan seriler denmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 234-236). Stokastik bir trende sahip olan zaman serileri logaritmik dönüşümleri yapıldıktan sonra durağanlık testleri yapıp gerekli ise farkı alınıp durağan hale getirilebilirler. Stokastik trende sahip bir iktisadi zaman serisinin durağanlaştırılmasında da fark alma yöntemi en sık kullanılan yöntemlerden biridir ve fark alınarak durağanlaştırılan serilere fark durağan seriler denir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 232-234).

Durağan bir seri $I(0)$ şeklinde gösterilmektedir. Ancak, bir zaman serisi d kez farkının alınmasıyla durağan hale geliyorsa bu seri d . dereceden durağan ya da bütünleşik olarak tanımlanmakta ve $I(d)$ şeklinde gösterilmektedir. Genel olarak $d=0$ ise $I(0)$ süreci seviyesinde durağan bir zaman serisini ifade etmektedir. Durağanlığın belirlenmesinde çeşitli yöntemler kullanılmaktadır. Bunlar: serinin zaman yolu grafiğinin incelenmesi, zaman serinin korelogramı yardımıyla durağanlığı hakkında ön bilgi edinilmesi ve birim kök sınaması yapmaktır. Analiz dönemini kapsayacak olan uygulamada logaritmaları alınan serilerin durağanlaştırılmasında ADF testi kullanılmış olup karşılaştırma amacıyla PP testi sonuçları da gösterilmiştir. Serilerin durağan olmaması durumunda seriler, fark alma yöntemiyle durağan hale getirilecektir. Aşağıdaki alt bölümde bu iki test hakkında genel olarak bilgi verilmesi düşünülmüştür.

3.3.1. Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi

Dickey-Fuller (1979) birim kök testi hata terimlerinin istatistiksel olarak bağımsız olduğu ve sabit bir varyansa sahip olduğu varsayımına dayanır. Yani serilerde otokorelasyon ve değişen varyans durumunu dikkate almamaktadır. ADF, bu süreçleri dikkate aldığı için birim kökün varlığının testinde kolaylıkla uygulanabilmektedir.

ADF testlerinde test denklemlerinde otokorelasyon sorununu yok edecek minimum sayıda gecikmeli bağımlı değişken bağımsız değişken olarak kullanılır. Otokorelasyon sorununu yok eden bağımlı değişkenin minimum gecikme sayısını sağlayan denklem optimum gecikmeli denklemdir. Diğer bir anlatımla otokorelasyon hangi gecikme sayısında ortadan kaldırılmışsa o gecikme sayısı optimum gecikme sayısı olarak kabul edilir (Çakmur Yıldıztan, 2010: 246).

ADF birim kök testlerinde, hata terimleri dikkate alındığı için aşağıdaki modellerin tahmin edilmesiyle seriler durağan hale getirilir. Bu modeller, sabitsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli olmak üzere aşağıdaki gibi modellenmiştir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 372):

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\Delta Y_t = \beta + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

$$\Delta Y_t = \beta + \alpha Y_{t-1} + \delta trend + \sum_{i=1}^k \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

Bu test modelleri, ΔY 'nin gecikmeli değerlerini içermektedir. $\Delta Y_{t-1} = (Y_{t-1} - Y_{t-2})$, $\Delta Y_{t-2} = (Y_{t-2} - Y_{t-3})$... anlamına gelmektedir. Bu modellere ilişkin hipotez testlerinin kuruluşu aşağıdaki gibidir:

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

$H_1: \alpha \neq 0$ (seri birim köke sahip değildir. Seri durağandır.)

Modelde elde edilen, α katsayıları kritik tablo değerleri ile karşılaştırılır. ADF testi ile elde edilen sonuçlar, %1, %5 veya %10 anlam düzeyinde Mac Kinnon kritik değerleri ile karşılaştırıldığında her üç denklemdeki α katsayısının negatif ve istatistiksel olarak sıfırdan farklı olması Y_t serisinin durağan olması anlamına gelmektedir. Eğer α için hesaplanan t istatistiğinin mutlak değeri Mac Kinnon tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse, H_0 reddedilir. Bu durumda serinin durağan olduğuna karar verilir.

Yani seri birim kök içermez. Aksi durumda serinin durağan olmadığı ve birim kök içerdiği sonucuna varılır. Yani, H_0 Hipotezi reddedilemez. Bu durumda model birim kök içerdiği için *tesadüfi yürüyüş* modeli olarak adlandırılır ve farkı alınarak durağan hale getirilebilir. Analiz sonucunda H_0 hipotezi red edilebilirse, serinin kaçınıcı dereceden farkı alınmışsa o dereceden durağandır denir ve $I(d)$ şeklinde gösterilir.

3.3.2. Phillips-Perron (PP) Birimkök Testi

Dickey-Fuller testlerinde rassal hataların (şokların) dağılımını istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Yani, rassal hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı varsayılmaktadır. PP testi ADF testinin yetersiz olduğu durumlarda yaygın olarak kullanılan bir testtir. Buna karşılık Phillips ve Perron tarafından geliştirilen birim kök testlerinde serilerin hata terimleri arasında otokorelasyon olabileceği dikkate alınmıştır. PP birim kök testi parametrik olmayan bir testtir (Bozkurt, 2007: 41).

ADF testleri, zaman serilerinin otoregressif (AR) özelliğini dikkate almaktadırlar. Ancak ADF testindeki AR süreci, PP testinde otoregressif hareketli ortalama (ARMA) sürecine dönüşmektedir. Hareketli ortalama (MA) sürecinin kullanılmasıyla oluşan ARMA süreciyle trend durağanlığın testi daha güçlü ve güvenilir olmaktadır. MA sürecinin azalan olması durumunda ADF testleri, MA sürecinin artan olması durumunda ise PP testleri daha güçlüdür. MA sürecinin artan olması sıfırdan uzaklaşma ve serilerin trend içermesi, MA sürecinin azalan olması ise sürecin sıfıra yaklaşması anlamına gelmektedir (Hanedar vd. 2005: 13).

Phillips ve Perron tarafından önerilen birim kök testlerinde parametrik olmayan düzeltmeler söz konusudur. Daha açık bir anlatımla PP, otokorelasyonu dikkate alan, birim kök için parametrik olmayan bir test geliştirmişlerdir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 365). Zaman serilerinde bazen çeşitli sebeplerle yapısal kırılmalar belirlenebilmektedir. Durağan olan bir zaman serisi, yapısal kırılma sebebiyle, ADF testinde durağan çıkmayabilir. Bu durumda olası bir yapısal kırılma durumunu dikkate aldığı için, durağanlık analizinde Perron birim kök testi uygulanmaktadır. Perron yaklaşımı, zaman serilerinde yapısal kırılmanın tek bir noktada olduğu ve kırılma

zamanının (time break) önceden bilindiği varsayımını dikkate alarak dönüştürülen Dickey-Fuller testini kullanmaktadır (sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 401).

Dickey-Fuller için kullanılan testlerin PP versiyonu (Z) ile gösterilir. DF testlerinden kesmesiz ve trendsiz bir modelin testi için τ kullanılırken bu testin karşılığı PP testinde Za olmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler,2010:365). ADF testinde olduğu gibi PP birimkök testlerinde de τ istatistiğinin mutlak değerinin, Mac Kinnon kritik değerinden büyük olması durumunda birim kök sıfır hipotezi H_0 , red edilerek serinin birim köke sahip olmadığı veya durağan olduğu sonucuna varılır (Canbazoglu, 2010: 54).

Phillips-Perron birim kök testinde, ADF testinde olduğu gibi durağanlığın incelenmesinde üç farklı regresyon denklemi ele alınmıştır. Bu denklemler, sabitsiz-trendsiz, sabitli-trendsiz ve sabitli-trendli regresyon denklemleridir (3.4), (3.5) ve (3.6) numaralı denklemler Phillips-Perron testinde durağanlığı araştırmak için kullanılan eşitliklerdir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 364).

$$\Delta Y_t = \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

$$\Delta Y_t = \gamma + \alpha Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

$$\Delta Y_t = \gamma + \alpha Y_{t-1} + \delta \text{ trend} - \frac{T}{2} \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

Her üç denklemdeki μ , beklenen değeri sıfır ($E(\mu)=0$) ve zayıf bağımlılıklı hata terimidir. (3.6) numaralı denklemde yer alan T gözlem sayısını ifade etmektedir. k ise optimal gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

3.4. Gecikme Bilgi Kriterleri

Bilgi kriterleri, doğru ve alternatif modellerin bağımlı değişkenlerinin beklenen değerleri arasındaki farkı tahmin ederek alternatif modellerin doğru modele yaklaşmasını sağlamaktadır. Bu bölümde AIC ve SIC kriterleri ele alınacaktır.

3.4.1. Akaike Bilgi Kriteri (AIC)

Zaman serilerinin kullanıldığı ekonometrik analizlerde bağımlı ve bağımsız değişkenler arasındaki ilişki çok az olarak eş anlıdır. Çoğu zaman bağımlı değişkenin bağımsız değişkendeki değişmeye gösterdiği tepki belirli bir süre sonra gerçekleşmektedir. Bu süreye gecikme uzunluğu adı verilir. AIC, Minimum ortalama hata karesini kullanmaktadır.

Zaman serisi analizlerinde gecikme uzunluklarının belirlenmesinde kullanılan birçok test yöntemi söz konusudur. Bu uygulamada AIC dikkate alınarak gecikme uzunlukları tespit edilmiştir. AIC yönteminde belirlenen maksimum gecikme uzunluğuna bakarak her bir gecikme için AIC değeri hesaplanır. Her bir gecikme için hesaplanan AIC değerlerinden en küçük olan AIC değerine karşılık gelen gecikme uzunluğu ilgili değişken için optimal gecikme uzunluğu olarak tespit edilir. n , özlem sayısını; k , katsayı sayısını; ε , hata terimlerini belirtmek üzere AIC değeri aşağıdaki gibi formülle elde edilmektedir.

$$AIC = n \log (\Sigma \varepsilon^2) + 2k \quad (3.7)$$

AIC'nin bazı özellikleri şöyle sıralanır (Ucal, 2006: 46):

- Model karşılaştırmalarında her zaman en düşük AIC değerini veren model tercih edilir.
- AIC sadece seçili örnek büyüklüğü içinde değil aynı zamanda seçili örnek büyüklüğü dışındaki gelecek tahmini içinde geçerlidir.
- Yuvalanmış, yuvalanmamış ve gecikmeli modellerde rahatlıkla kullanılabilir.

3.4.2. Schwarz Bilgi Kriteri (SIC)

SIC kriteri de AIC'ye benzemektedir. Logaritmik formda SIC kriterinin formülü aşağıdaki gibidir (Ucal, 2006: 47):

$$\ln SIC = \frac{k}{n} \ln n + \ln \left(\frac{RSS}{n} \right) \quad (3.8)$$

$k/n \ln n$, sınırlama veya *ceza* faktördür. SIC'nin bazı özellikleri şöyle sıralanır:

- SIC, AIC'ye göre yeni değişkenlerin modele eklendiğinde ortaya çıkacak durumu değerlendirme hususunda daha dikkatli düzenlenmiştir.
- SIC her zaman AIC'den daha düşük çıkar
- AIC'de olduğu gibi sadece seçili örnek büyüklüğü içinde değil aynı zamanda seçili örnek büyüklüğü dışındaki gelecek tahmini içinde geçerlidir.

3.5. Eşbütünleşme (Koentegrasyon) Yöntemi

Eşbütünleşme analizi ile durağan olmayan fakat birbirleriyle ilgili olduğu düşünülen zaman serilerinin uzun dönemli ekonometrik ilişkileri araştırılmaktadır. Ekonometrik araştırma sırasında regresyon analizi ve benzeri uygulamalarda, serilerin durağan olması gerekmektedir. Eğer zaman serilerinde durağanlık durumu mevcut değilse serilerin farkı alınarak durağan hale getirilmektedirler. Durağanlaştırılan serilerle yapılan regresyon analizlerine bakarak uzun dönemli ilişkiler hakkında yapılan yorum gerçeği yansıtmayabilir. Serilerin farkı alınarak durağan hale getirilmesi sırasında serilerin içerdikleri ekonomik şoklar ve seriler arasındaki olası uzun dönemli ilişkiler de yok olmaktadır (Işık ve diğerleri, 2004: 325-340).

Uzun dönemli ilişkileri araştırmak amacıyla geliştirilen eşbütünleşme analizi aynı düzeyde durağan olan serilerin düzey değerleriyle yapılan bir analizdir. Düzey değerlerinde durağan olmayan serilerin belirli bir eşbütünleşme seviyesinde doğrusal bileşimlerinin oluşturduğu sürecin durağan olabileceği düşünülmektedir. Bu süreç durağan ise zaman serilerinin temsil ettiği değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olduğu sonucuna ulaşılmaktadır (Bozkurt, 2007: 109).

Makro ekonomik zaman serilerinin büyük çoğunluğunun durağan olmaması nedeniyle iki veya daha fazla değişken arasındaki ilişkiyi ortaya koyabilmek için eşbütünleşme analizine gerek duyulmaktadır. Eşbütünleşme analizi, durağan olmayan serilerin uzun dönemde dengeye gelip gelmediklerini sınamak için yapılan analizdir. İki veya daha fazla durağan olmayan serinin aralarındaki doğrusal ilişki durağansa bu değişkenler eş bütünleşen olarak adlandırılmaktadır (Çakmur Yıldız, 2010: 247).

Yapılacak olan uygulamada, iktisadi deęişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkinin belirlenmesinde en çok kullanılan test yöntemlerinden, *İki Aşamalı Engle-Granger Eşbütünleşme Yöntemi* ve *Johansen eşbütünleşme yöntemi* kullanılacaktır. Şimdi bu iki yöntemi özetle açıklayalım.

3.5.1. Engle-Granger İki Aşamalı Eşbütünleşme Yöntemi

Eğer iki seri $I(0)$ 'da durağan ise bu serilerin eş-bütünleşik oldukları söylenebilir. Yani bunların düzey deęerleri ile yapılacak regresyonlar analizleri anlamlı ve aralarında uzun dönemli denge ilişkisi olacaktır (Yücel ve Ata:2003:7). Ancak, serilerin durağan olmaması durumunda yapılması gereken eş bütünleşme analizidir. Eşbütünleşme, iki zaman serisinin uzun dönemde birlikte hareket etmesini ifade etmektedir. Engle-Granger yöntemiyle deęişkenlerin uzun dönemli birliktelikleri araştırılmaktadır. Uzun dönemde birlikte hareket eden seriler arasında bir ilişki var demektir ve bu ilişkiyi ölçmede kullanılan yöntemlerden birisi de Engle-Granger (1987) eşbütünleşme yöntemidir. Enle-Granger yöntemi iki aşamada uygulandıęı için bu yöntemde iki aşamalı eşbütünleşme yöntemi denmektedir.

Engle-Granger eşbütünleşme yönteminin uygulanabilmesi için öncelikle serilerin düzeylerinde $I(0)$ durağan olmaması yani, fark durağan $I(d)$ olmaları gerekmektedir. Eğer iki seri aynı düzeyde $I(1)$ gibi fark durağan seriler ise yöntemin uygulanmasına geçilebilir. İlk aşamada, seriler düzey deęerleri regresyona koşular. Regresyona seriler ikişerli olarak koşulmalıdır. EKK yöntemi ile tahmin edildikten sonra tahmin modelinden oluşturulan hata serisinin (RESID) durağan olup olmadığını bakılır. Durağanlık analizinde standart birimkök testleri uygulanabilir. Eğer, hata serisi (RESID) durağan ise bu iki serinin eşbütünleşik olduęu söylenebilir. Serilerin durağanlık testlerinde Engle-Yoo kritik deęerleri dikkate alınabilir.

Hata terimleri serisi durağan deęilse eşbütünleşme analizi sürdürülmez. Hata terimleri serisi durağan ise serilerin eş bütünleşik olduęu sonucuna varılır. Bundan sonra, deęişkenler durağan oldukları mertebede ve hata teriminin bir dönem gecikmeli deęeri (RESID(-1)) ile hata düzeltme modelinde tahmin edilir. Hata düzeltme modeli de EKK yöntemiyle tahmin edilmektedir. Modelde, hata terimine ilişkin katsayının anlamlı

bulunması uzun dönem ilişkisi ile birlikte kısa dönemde meydana gelecek dengesizliğin bir dönem sonra hangi oranda düzeltileceği bilgisini vermektedir. Katsayının artı yani pozitif olması dengeden uzaklaşmayı, eksi yani negatif olması ise uzun dönem değerine yaklaşmayı belirtir (Bozkurt, 2007: 167).

Yöntemin uygulanışının modeller yardımıyla açıklanması ise şöyledir: X_t ve Y_t aralarında uzun dönemli eşbütünleşmenin araştırılacağı düzeylerinde durağan olmayan ancak, aynı düzeyde fark durağan (I(d)) olan serileri belirtsin ve ε_t stokastik hata terimlerini temsil etsin:

$$x_t = \beta_0 + \beta_1 y_t + \varepsilon_{1t} \quad (3.9)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_t + \varepsilon_{2t} \quad (3.10)$$

İlk adımda, (3.9) ile numaralandırılmış olan X_t denkleminin hata terimleri elde edilmelidir. İkinci adımda, ikinci denklem (3.10) tahmin edilmeli ve hata terimleri elde edilmelidir. Elde edilen hata terimlerinin durağanlık analizinde elde edilen ADF test istatistiği Engle-Yoo(1987) tablo kritik değerleriyle karşılaştırılır. ADF test istatistiği mutlak değeri, Engle-Yoo kritik değerinden büyükse hata terimleri serisinin durağan olduğuna karar verilir. Eğer hata terimleri durağan ise seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olduğu veya serilerin uzun dönemde birlikte hareket ettiği sonucuna ulaşılır. Hata terimleri serisi durağan değilse, seriler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığı sonucuna varılır.

3.5.2. Johansen Eşbütünleşme Yöntemi

Tahmin edilecek modelde iki değişken varsa iki değişken arasındaki eşbütünleşme sayısı bir tane olabilir. Ancak, değişken sayısının ikiden fazla olması durumunda tek veya daha çok sayıda eşbütünleşme ilişkisi ortaya çıkabilmektedir. Genel olarak m sayıda değişken için $m-1$ sayıda eşbütünleşme ilişkisi olabilmektedir. Johansen (1988), johansen-juselius (1990) ve Johansen (1995)'de çok denklem yaklaşımı geliştirerek, değişkenler arasında birden fazla eşbütünleşme ilişkisinin olabileceğini ortaya koymuşlardır. Johansen (1988, 1995) yönteminde bütün değişkenler içsel kabul edilmektedir. Johansen yönteminin

uygulama aşamalarını aşağıdaki gibi sıralamak mümkündür (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 505):

Birinci aşama: Eşbütünleşme analizinde kullanılacak değişkenlerin eşbütünleşme düzeyleri (I(d)) belirlenir. Değişkenlerin aynı düzeyde durağanlaşabilmesi gerekmektedir.

İkinci aşama: Birinci aşamada değişkenlerin aynı düzeyde durağan (genellikle I(1)) olması halinde, değişkenlerin düzey değerleri ile VAR modeli tahmin edilir ve Var modeli tahmin üzerinden değişkenler için uygun gecikme sayısı belirlenir. Gecikme sayısı, kriterlere göre değişkenlik gösterebildiği için, AIC, SIC, HQ veya FPE gibi kriterlerden hangisi göz önünde bulundurulacaksa ona göre gecikme uzunluğu belirlenir. Bizim uygulamamızda AIC kriteri göz önünde bulundurulmaktadır.

Üçüncü aşama: Eş bütünleşme modeli kurulurken değişkenler düzey değerleri ile analize katılır. Modelde sabit terim ve trend değişkenlerinin bulunup bulunmaması durumuna göre 6 seçenek arasından hangisinin kullanılacağı hem araştırma gerektirebilir veya iktisadi model gereği önceden bilinebilir. Bizim yapacak olduğumuz uygulamada sabit terim ve deterministik trend içeren model 4 olarak bilinen model seçilmiştir.

Dördüncü aşama: Eşbütünleşik ilişki sayısı belirlenir. Eşbütünleşik ilişki veya vektör sayısını belirlemek için maksimum özdeğer ve İz istatistiklerinin hesaplanmış olması gerekir. Hesaplanmış olan maksimum özdeğer ve iz istatistikleri, tablo kritik değerinden büyükse eşbütünleşik ilişki vardır; küçükse eşbütünleşik ilişki veya vektör olmadığına karar verilir. Johansen yönteminde eşbütünleşen ilişki sayısının belirlenmesi, İz (Trace) İstatistiği ve Maksimum Özdeğer (Max Eigenvalue) istatistiği yardımıyla yapılmaktadır. Bu testlerin hipotezleri aşağıdaki gibi kurulmaktadır (Mucuk ve Demirsel, 2009: 368):

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -n \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (3.11)$$

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -n \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (3.12)$$

Denklem (3.11)'deki İz istatistiği, eşbütünleşme ilişkisi yoktur H_0 hipotezine karşılık eşbütünleşme ilişkisi vardır H_1 alternatif hipotezini test etmektedir. Eğer sıfır hipotezi reddedilirse bu kez bir tane eşbütünleşme ilişkisi vardır; şeklindeki H_0 hipotezini test eder. Denklem (3.12)'de verilen maksimum Özdeğer istatistiği ise eşbütünleşme ilişkisi yoktur; H_0 hipotezine karşılık bir tane eşbütünleşme ilişkisi vardır; şeklindeki alternatif hipotezi test etmektedir. Hesaplanan iz ve maximum özdeğer istatistikleri tablo kritik değerlerinden büyükse H_0 hipotezi reddedilir; küçükse H_0 hipotezi reddedilmez. İz ve maximum özdeğer istatistiklerinin alternatif hipotezleri farklıdır. H_0 ve alternatif hipotezleri her iki istatistik için aşağıdaki gibi tablolaştırabiliriz.

Tablo 5 : İz ve Özdeğer İstatistikleri için Örnek Hipotezler

| H_0 | H_1 |
|------------|------------|
| $r = 0$ | $r \geq 1$ |
| $r \leq 1$ | $r \geq 1$ |

Beşinci aşama: değişkenler arasında uzun dönemli eşbütünleşme ilişkisinin belirlenmesi durumunda, değişkenlerin katsayıları aynı zamanda uzun dönemlik esneklikleri de gösterdiği için yapılacak olan normalleştirilmiş katsayılar yardımıyla uzun dönemlik ilişkileri yorumlamaktır.

3.5.3. Hata Düzeltme Modeli (HDM)

İktisadi değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin belirlenmesi durumunda eşbütünleşme ilişkisindeki hata terimi kullanılarak hata düzeltme modeli oluşturulmaktadır. Hata Düzeltme Modeli, ilk olarak Engle ve Granger (1987) tarafından ortaya atılmış bir yöntemdir. İktisadi değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi belirlenirse hata düzeltme modeli kurulabilir. HDM, kısa ve uzun dönem ilişkisi arasındaki dengesizliğin giderilmesi yanında eşbütünleşik değişkenler arasında kısa ve uzun dönemli nedenselliğin test edilmesi amacıyla uygulanmaktadır (İskenderoğlu ve diğerleri, 2011: 340).

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılması, kurulacak modellerde hangi değişkenin bağımlı ve hangi değişkenin bağımsız olacağı açısından önem taşımaktadır. Değişkenlerin eşbütünleşme yoksa bilinen Granger nedensellik testleri gibi testler uygulanabilir. Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olması durumunda, kısa dönemli nedensellik ilişkisi HDM’de araştırılabilmektedir (Kızılgöl, 2006: 6). Hata düzeltme modeli, basit olarak aşağıdaki iki modelle gösterilebilir (İskenderoğlu ve Diğerleri, 2011: 341):

$$\begin{aligned}\Delta Y_t &= \alpha + \sum_{j=1}^m \beta \Delta X_{t-j} + \sum_{j=i}^m \delta_j \Delta Y_{t-j} + \lambda EC_{t-1} + \varepsilon_t \\ \Delta X_t &= \alpha + \sum_{j=1}^m \beta \Delta X_{t-j} + \sum_{j=i}^m \delta_j \Delta Y_{t-j} + \lambda EC_{t-1} + v_t\end{aligned}\quad (3.13)$$

Yukarıdaki (3.13) numaralı denklemlerde ilk regresyon denklemi Y’deki değişmeyi X’deki değişmeye ve önceki dönemin dengeleme hatasına bağlamaktadır. ΔX ve ΔY ’deki kısa dönem sapmaların etkisini göstermektedir. EC_{t-1} eşbütünleşme denkleminde elde edilen hata terimlerinin bir gecikmeli değerini göstermekte ve hata düzeltme parametresi olarak bilinmektedir. HDM parametresi uzun dönem denge değerine yaklaştırmaktadır. HDM parametresinin katsayısının (λ) istatistiksel olarak anlamlı çıkarsa 0 ile -1 arasında bir değer alması beklenir. Denge durumundan kısa dönemli uzaklaşmalar HDM parametresinin katsayısının büyüklüğüne bağlı olarak uzun dönemde düzelmektedir (İskenderoğlu ve diğerleri, 2011: 341)

HDM’nin avantajı uzun dönemde bilgi kaybını önlemesi ve aynı zamanda nedensellik ilişkisini göstermesidir. Değişkenler arasında eşbütünleşmenin olması durumunda en az bir yönde nedensellik söz konusudur. HDM’nin belirli bir yönde ilerleyebilmesi için (λ)’nın 0 ile -1 arasında bir değer alması gerekir. Eğer (λ) tahmin katsayılarının her ikisi de istatistikî olarak anlamlı ve 0 ile -1 arasında bir değere sahip ise, bu durum çift yönlü nedenselliğe işaret eder. Eğer (λ) tahmin katsayılarının sadece biri istatistikî olarak anlamlı ve 0 ile -1 arasında değere sahip ise, bu durum tek yönlü nedenselliğin varlığını göstermektedir (İskenderoğlu ve diğerleri, 2011: 341) Model üzerinden anlatmak gerekirse, Y_t ’nin uzun dönemli dengeye varmak için bir dönemde ne kadar değişmesi gerektiğinin göstermektedir HDM kurulurken değişkenlerin durağan halleri modele katılmakta ve hata düzeltme teriminin katsayısı uzun dönemde Granger nedenselliği göstermektedir (Bayraktutan ve Bıdırdı, 2010: 351-359).

3.6. Granger Nedensellik Analizi

Granger nedensellik testi, iktisat teorisinin gereksiniminden doğmuştur. İktisat teorisinde, değişkenler arasındaki ilişkilerin araştırılması sırasında, değişkenlerin içselliğinin ve dışsallığının önemli olduğu ve bilinmediği durumlarda değişkenleri bu açıdan belirlemek gerekebilir. Değişkenlerin içsel mi? yoksa dışsal mı? Olduğunun bilinmediği durumlarda uygulanmak üzere Granger (1969) ve Sims (1972) tarafından nedensellik testi geliştirilmiştir. Geliştirilen bu testler yardımıyla değişkenler arasındaki ilişkilerin yönü ve uygun gecikme sayıları belirlenmektedir (Bozkurt, 2007: 91).

Zaman serileri uygulaması sırasında seriler arasındaki olası nedensellik ilişkilerinin araştırılması için serilerin durağan olması gerekmektedir. Aynı düzeyde durağan seriler için eşbütünleşme ilişkisi aranabilir. Ancak, seriler farklı düzeylerde durağan iseler bu durumda nedensellik ilişkilerini araştırmak uygun olabilir (Büyükakın ve diğerleri, 2009: 110). İki değişken arasındaki nedenselliğin yönünün belirlenmesi amacıyla çeşitli testler bulunmaktadır. Ancak, Granger nedensellik testinin uygulamasının kolaylığı dolayısıyla Granger nedensellik analizi daha çok tercih edilmektedir.

Granger Nedensellik testi, VAR yönteminin uygulanması sırasında bağımlı değişkeni belirleyen bağımsız değişkenlerin sıralamasında en çok etkiyen değişkenden az etkileyen değişkene doğru sıralamanın yapılmasını sağlamak için de kullanılmaktadır. Farklı yaklaşımların olmasına rağmen, ampirik çalışmalarda Granger (1969) nedensellik testi uygulama kolaylığı sebebiyle en çok tercih edilen yöntemdir. X ve Y gibi iki değişken arasında nedensellik ilişkisini araştıran Granger nedensellik testine ait regresyon denklemleri aşağıdaki gibidir (Göktaş Yılmaz, 2005: 70):

$$X_t = a_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.14)$$

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^m \eta_j \Delta Y_{t-j} + \sum_{j=1}^m \theta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t + \varepsilon \quad (3.15)$$

Yukarıdaki denklemlerde, X ve Y nedensellik ilişkileri araştırılan zaman serilerini ve Δ fark sembolü; β_i , γ_i , η_j , θ_j katsayıları; m, optimal gecikme uzunluklarını; ε_t hata terimlerini göstermektedir. Yukarıdaki denklemler yardımıyla testin işleyiş süreci aşağıdaki gibi adımlar halinde açıklanabilir (Timur, 2005: 110-113):

Birinci adım: Ho Hipotezi kurulur. Yukarıdaki denklemlere göre Ho hipotezi (3.14) denklemi için aşağıdaki gibi kurulmaktadır.

$$H_0: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \dots, = \gamma_n = 0 \text{ (Y, X'in nedeni değildir)}$$

$$H_1: \gamma_1 = \gamma_2 = \gamma_3 = \dots, = \gamma_n \neq 0 \text{ (Y, X'in nedenidir.)}$$

(3.15) denklemi için kurulacak hipotezler ise şöyledir:

$$H_0: \theta_j = \theta_j = \theta_j = \dots, = \theta_n = 0 \text{ (X, Y'nin nedeni değildir)}$$

$$H_1: \theta_j = \theta_j = \theta_j = \dots, = \theta_n \neq 0 \text{ (X, Y'nin nedenidir.)}$$

(3.14) denklemindeki Y'nin katsayısı γ_1 'in sıfır çıkması Y, X'in nedeni olmadığını ve (3.15) denklemindeki X'in katsayısı θ_j 'nin sıfır çıkması ise X'in Y'nin nedeni olmadığını gösterir. Sıfır çıkmaması halinde varsayılan anlamlılık düzeyine göre karar verilir.

İkinci adım: (3.14) numaralı denklemdeki $\sum_{i=1}^n \gamma_i \Delta Y_{t-i}$ terimi ve (3.15) numaralı denklemdeki $\sum_{j=1}^q \theta_j \Delta X_{t-j}$ terimi denklemlerden dışlanarak geri kalan sınırlı modeller (3.16) ve (3.17) tahmin edilerek hata kereleri toplamı RSS_R bulunur. Tahmin edilen (3.14) ve (3.15) modellerinin sınırlandırılmış halleri aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$X_t = a_0 + \sum_{i=1}^m \beta_i \Delta X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

$$Y_t = \delta_0 + \sum_{j=1}^p \eta_j \Delta Y_{t-1} + v_t \quad (3.17)$$

Üçüncü adım: sınırsız model olarak tanımlanan (3.16) ve (3.17) numaralı denklemler tahmin edilerek hata kareler toplamı RSS_{UR} 'ler bulunur.

Dördüncü adım: $F = [(RSS_R - RSS_{UR})/m] / [(RSS_{UR}) / (n-k)]$ formülüyle F istatistiği hesaplanır. Formülde m: dışarıda kalan gecikmeli değişken sayısı, n:gözlem sayısını ve k: sınırlandırılmamış regresyon modelinde tahmin edilen parametre sayısını göstermektedir.

Beşinci adımda, F' 'in varsayılan anlamlılık düzeyi için $F_a(m, n-k)$ tablo değerleri bulunur. (3.16) ve (3.17) denklemleri için ayrı ayrı hesaplanan F' değerleri tablo değerlerinden büyükse veya hangisi büyükse o denklemdeki bağımsız değişken bağımlı değişkenin nedeni olarak kabul edilir. (3.16) denklemine göre Y , X 'in nedeni olabilir. (3.17) denklemine göre X , Y 'nin nedeni olabilir.

Yukarıda anlatılan ekonometrik sürecin ekonometrik program yardımıyla işleyişi ise farklı olmaktadır. Buna göre, değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünü belirlemek için önce bağımlı değişkenin kendi optimal gecikmesi bulunur. Bulunan optimal gecikme üzerinden giderek bağımsız değişkenin optimal gecikmesi bulunur ve model EKK yöntemiyle tahmin edilir. Bundan sonra Wald Testi yardımıyla varsayılan anlamlılık düzeyine göre nedensellik olup olmadığına karar verilir. Yaptığımız uygulamalarda optimal gecikme kriteri olarak AIC kriteri göz önünde bulundurulmuştur.

3.7. Adaptif Beklentiler Teorisi'ne Göre Dolarizasyon Teorisinin Teorik Yapısı

Genel olarak Gelişmiş ülkeler dışında görülen dolarizasyon, yabancı para talebine dayanmaktadır. Yabancı para talebi, dolaşımdaki yabancı para miktarı bilinemediğinden tam olarak ölçülememektedir. Ancak, Türkiye açısından düşünersek, yapılan uygulamalarda Döviz Tevdiat Hesaplarının tutarı yabancı para talebi olarak kabul edilmektedir. Yabancı para talebine etki eden değişkenler başta enflasyon, Dolar kuru, Avro kuru, ve diğer makro ekonomik değişkenlerle birlikte beklentilerdir. Beklentiler, adaptif ve rasyonel olarak şekillendiğinde ekonometrik çözüm metodu değişmektedir. Çözüm yönteminde kullanılacak Makro ekonomik değişkenlerin neler olması gerektiği, test edilmesi gereken teorik yaklaşıma göre değişmektedir. Yabancı para veya döviz talebinden oluşan dolarizasyon teorisi incelenirken iki farklı iktisadi görüşe dayanan iki farklı yöntem kullanılabilir. Bunlar:

1. Monetarist Görüşe Dayanan Adaptif Beklentiler Teorisi
2. Rasyonel Beklentiler Teorisi

Zaman serileriyle yapılan tahminlerde, regresyon modeli cari değer yanında açıklayıcı değişkenlerin gecikmeli(geçmiş) değerlerini de içerirse bu tür modellere

gecikmesi dağıtılmış modeller denir. Eğer model, açıklayıcı değişkenlerin yanında bağımlı değişkenin bir ya da daha fazla gecikmeli değerlerini içerirse bu tür modellere gecikmesi dağıtılmış oto regresiv modeller denir (İşyar, 1999: 632).

3.7.1. Adaptif Beklentiler Teorisine Göre Dolarizasyon Tahmin Modelinin Elde Edilmesi

Adaptif Beklentilerin yabancı para talebi alanına uygulanmasında en yaygın olarak kullanılan model Philip Cagan tarafından geliştirilen modeldir. Cagan tipi model bir para talebi modelidir. Modelde para talebini temsil eden değişken yerine, dolarizasyon ölçütü olan DTH/M2Y değişkeni konarak model dolarizasyon tahmin modeline dönüştürülmüş olur. Seçilmiş değişkenler yardımıyla adaptif beklentiler teorisine göre dolarizasyonun fonksiyonel gösterimi aşağıdaki gibi olmaktadır:

$$\text{Dolarizasyon} = f(\text{Enflasyon, Dolar Kuru, Avro Kuru, Adaptif Beklentiler})$$

Adaptif beklentiler Teorisinde kullanılan metodun bir sonucu olarak beklentileri temsil eden bir değişken olmaması veya ilgili değişken için hiçbir veri olmaması durumunda daha önceki beklentilere ve gerçekleşen değerlere dayanarak beklenen değerleri tahmin etmek mümkündür. Adaptif Beklentiler Teorisine göre, ekonomik birimler, gelecekte oluşmasını bekledikleri değerleri geçmişte gerçekleşen değerlere bakarak oluşturulur. Adaptif beklenti modelini şu şekilde örneklendirebiliriz: Bağımlı değişken Y_t , X açıklayıcı bağımsız değişkenin gerçekleşen değerleri yanında X_t 'nin t dönemindeki beklenen değerlerine (X_t^*) bağlıdır. Konuyu daha iyi aktarmak için aşağıdaki (3.20) modelini kendi değişkenlerimize uyarlayarak ele alabiliriz (İşyar, 1999: 648-649):

$$Y_t = a_0 + a_1 X_t^* + u_t \quad (3.18)$$

(3.18) modelinde, Y_t , para talebi; X_t^* , denge veya beklenen faiz oranını ve u_t hata terimlerini temsil etmektedir. Burada, X_t^* beklenti değişkeni gözlenemediği için beklentiler, cari değerler ile geçmişteki gerçekleşmeler arasındaki farkın λ (lambda) beklenti katsayısı ile çarpımından oluşmaktadır. Durumu değişkenler üzerinden açıklamak gerekirse aşağıdaki eşitliği elde ederiz.

$$X^*_t - X^*_{t-1} = \lambda (X_t - X^*_{t-1}) \quad (3.19)$$

(3.19) numaralı eşitlikte λ beklenti katsayısı, 0 ile 1 aralığında ($0 < \lambda \leq 1$) bulunan bir değerdir; ve bu bir hipotezdir. Bu hipotez (3.19), Cagan ve Friedman tarafından ortaya konulan *adaptif beklenti hipotezi* veya *hata öğrenme hipotezi* olarak tanımlanmaktadır. (3.18) modeli ve (3.19) numaralı hipotezdeki Y_t değişkeni yerine dolarizasyonu temsil eden DOL (DTH/M2Y) değişkenini ve X_t^* değişkeni yerine Enflasyonu temsil eden TEFE değişkenini koyarak modeli kendi teorimize uyarlamış oluruz. Modelimizde dolarizasyon oranı, ister DTH/M2Y isterse reel değerler üzerinden hesaplınsın dolarizasyon oranları değişmemektedir. Bundan sonra değişkenlerin logaritmalarının alındığı düşünülerek dolarizasyon tahmin modellerinin elde edilmesi için konuyu kendi değişkenlerimiz üzerinden geliştirebiliriz. Yukarıdaki modelde (3.18) numaralı denklem yerine aşağıdaki (3.20) numaralı denklemi yazabiliriz.

$$LDOL_t = a_0 + a_1 LTEFE^* + u_t \quad (3.20)$$

Burada L, logaritmik dönüşümü temsil etmek üzere,

DOL = Dolarizasyon oranı

LTEFE* = Logaritmik dönüşüm yapılmış beklenen enflasyon değerleri

u_t = Hata terimi

Bu model dolarizasyon oranının beklenen enflasyonun bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir. Beklenen enflasyon (TEFE*) değişkeni doğrudan gözlenemediğinden beklentilerin nasıl formüle edilebileceğini aşağıdaki modelle açıklayalım:

$$TEFE^*_t - TEFE^*_{t-1} = \lambda (TEFE_t - TEFE^*_{t-1}) \quad (3.21)$$

(3.21) numaralı modelde λ beklenti katsayısıdır ve $0 < \lambda \leq 1$ aralığında yer alır. (3.21) numaralı model, Cagan ve Friedman tarafından ortaya konulan *Adaptif Beklenti Hipotezi* veya *Hata Öğrenme Hipotezi* olarak tanımlanmaktadır. (3.21) numaralı model, ekonomik birimlerin enflasyon beklentileri, cari dönem enflasyon oranları ile bir önceki dönemin beklenen enflasyon oranları arasındaki farkın λ uyarlama katsayısı ile çarpımı ile

elde edilmektedir. Daha özel olarak belirtmek gerekirse beklentilerin, değişkenin cari değeri ile bir önceki beklenen değeri arasındaki açığın bir λ oranı ile her dönem düzeltilmiş olduğunu belirtir. (3.21) numaralı modeli λ uyarlayıcısı ile yeniden yazarsak aşağıdaki eşitliğe dönüşmüş olur:

$$TEFE^*_t = \lambda TEFE_t + (1 - \lambda)TEFE^*_{t-1} \quad (3.22)$$

Burada t zamanında TEFE oranının beklenen değeri, λ ve $1 - \lambda$ tartılarına sahip sırasıyla t zamanındaki TEFE oranının gerçek değeri ile bir önceki dönemdeki beklenen değerinin tartılı ortalamasıdır.

Eğer $\lambda = 1$ ve $TEFE^*_t = TEFE_t$ ise beklentiler tamamen aynı zaman döneminde gerçekleştirilmektedir. Diğer yandan eğer $\lambda = 0$ ve $TEFE^*_t = TEFE^*_{t-1}$ ise beklentiler statiktir, yani bugün geçerli olan koşullar izleyen dönemlerde de devam edecektir. Diğer bir anlatımla, gelecekteki beklenen değerler mevcut değerlerle tanımlanacak demektir.

(3.22) numaralı model (3.20) numaralı modele yerleştirilirse aşağıdaki eşitlik (3.23) elde edilmiş olur.

$$LDOL_t = a_0 + a_1 [\lambda LTEFE_t + (1 - \lambda)LTEFE^*_{t-1}] + ut$$

$$LDOL_t = a_0 + a_1 \lambda LTEFE_t + a_1 (1 - \lambda) LTEFE^*_{t-1} + ut \quad (3.23)$$

Bir dönem gecikmeli (3.20) numaralı model, birinci adımda $(1 - \lambda)$ ile çarpılır ve ikinci adımda (3.23) numaralı modelden çıkarılırsa (3.24) numaralı model aşağıdaki yolu izleyerek elde edilir:

$$(1 - \lambda) L(DOL)_{t-1} = (1 - \lambda) a_0 + (1 - \lambda) a_1 LTEFE^*_{t-1} + (1 - \lambda) ut-1$$

$$LDOL_t - (1 - \lambda) LDOL_{t-1} = a_0 - (1 - \lambda)a_0 + a_1 \lambda LTEFE_t + a_1 (1 - \lambda)LTEFE^*_{t-1} - (1 - \lambda) a_1 LTEFE^*_{t-1} + ut - (1 - \lambda)ut-1$$

$$LDOL_t = a_0 \lambda + a_1 \lambda LTEFE_t + (1 - \lambda) LDOL_{t-1} + ut - (1 - \lambda) ut-1$$

$$LDOL_t = a_0 + a_1 LTEFE_t + a_2 LDOL_{t-1} + vt \quad (3.24)$$

(3.24) numaralı modelde,

$$V_t = u_t - (1 - \lambda) u_{t-1}$$

$$\beta_0 = a_0 \lambda,$$

$$\beta_1 = a_1 \lambda,$$

$$\beta_2 = (1 - \lambda) \text{ dır.}$$

(3.20) ve (3.24) numaralı modeller arasındaki farkı dikkate alırsak, (3.20) de β_i ; TEFE* (Tefe'nin uzun dönem değeri) deki bir birim değişiminin DOL' deki ortalama değişimini ölçer. Diğer yandan (3.24)'da β_i , gerçek veya gözlenen Tefe değerindeki bir birim değişiminin Tefe'deki ortalama değişimini ölçer. Burada $\lambda = 1$ olmadıkça yani Tefe'nin cari ve uzun dönem değerleri aynı olmadıkça bu tepkiler aynı olmayacaktır.

Uygulamada önce (3.24) numaralı model tahmin edilmektedir. Gecikmeli L(DOL) katsayısından λ 'nın bir tahmini elde edildikten sonra λ 'yı TEFE_t' nin katsayısı $a_1 \lambda$ e bölerek kolayca a_1 parametresini hesaplayabiliriz. Yapılacak olan uygulamada (3.24) numaralı modelin birer benzerini gerçek veya gözlenen USD ve gerçek veya gözlenen EURO ile DOL arasındaki ortalama ilişkiyi tahmin etmek için değişkenleri logaritmik formuyla aşağıdaki şekilde kullanacağız:

$$LDOL_t = \beta_0 + \beta_1 LUSD_t + \beta_2 LDOL_{t-i} + v_t \quad (3.25)$$

$$LDOL_t = \gamma_0 + \gamma_1 LEURO_t + \gamma_2 LDOL_{t-i} + v_t \quad (3.26)$$

$$LDOL_t = \delta_0 + \delta_1 LTEFE_t + \delta_2 LUSD_{t-i} + \delta_3 LDOL_{t-i} + v_t \quad (3.27)$$

$$LDOL_t = \zeta_0 + \zeta_1 LTEFE_t + \zeta_2 LEURO_{t-i} + \zeta_3 LDOL_{t-i} + v_t \quad (3.28)$$

Yukarıda kullanılan Yunan alfabesine ait karakterlerin okunuşları şöyledir: **a**: alfa, **β**: beta, **γ**: gamma, **δ**: delta , **ζ**: zeta.

Enflasyon beklentileri, Dolar kuru beklentileri ve Euro kuru beklentilerinin Dolarizasyon oranını hangi doğrultuda ve ne oranda etkilediğini bulmak için yukarıdaki (3.24), (3.25), (3.26) (3.27) ve (3.28) numaralı modeller tahmin edilecektir. Enflasyon değişkeni ile dolarizasyon değişkeninin dolarizasyon üzerindeki etkisini belirlemede (3.27) numaralı modelle, enflasyon değişkeni ile Avro kuru değişkeninin dolarizasyon üzerindeki etkisini belirlemede ise (3.28) numaralı model tahmin edilecektir.

Ancak, yukarıda yazınla modeller otoregressivdirler. Bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri LDOLt-i, modellerde açıklayıcı değişken olduğu için vt hata terimlerinden bağımsız değillerdir. Ayrıca, hata terimleri vt otokorelayonludurlar. Hata terimleri vt'nin otokorelasyonsuz olması durumunda klasik EKK yöntemi uygulanabilir. Bu sebeplerden dolayı modeller EKK varsayımlarıyla çeliştiklerinden klasik EKK yöntemi ile doğrudan tahmin edilememektedir. Tahmin edilmeleri için ardışık bağımlılık sorununu gidermek için bağımlı değişkenin gecikmeleri grup halinde açıklayıcı değişken olarak modellerde yer almalıdırlar (İşyar, 1999: 655-656).

Uyumlu Beklentiler Modeli bazı bakımlardan eleştirilmektedir. Bunlardan en önemlisi ekonomik birimlerin bir kere tahmin hatası yapılması halinde hatanın tekrar ederek devam etmesidir. Örnekle somutlaştırmak gerekirse, yukarıdaki modelde gelecekteki enflasyon oranı rastlantısal bir şok sonucunda yanlış tahmin edilmesi halinde adaptif beklentiler teorisinde ekonomik birimlerin hataları kısmen göz önünde bulundurulduğundan devam eden dönemlerde yapılan hatanın devam etmesi kaçınılmaz olmaktadır (Güneş Yerli, 2008: 33).

3.8. Rasyonel Beklentiler Teorisine Göre Dolarizasyonun Tahmin Yöntemi

Rasyonel beklentiler teorisine göre, bir değişkenin gelecekteki beklenen değeri, değişkenle ilgili tüm bilgilerin kullanılmasıyla o değişken hakkında yapılan en iyi tahmine eşittir. Rasyonel beklentiler teorisi Klasik iktisat teorisine dayanmaktadır. Beklentiler rasyonel ve bu günkü bilgilere dayanarak oluşturulmaktadır. Ekonomik birimler bilgiyi iyi şekilde kullanıp ve sistematik hata yapmayacakları düşünülmektedir. Yapılan hataların eksik bilgidan kaynaklandığı beklentilerin değiştirilmesiyle hataların tekrarlanmasının ortadan kalkacağı beklenmektedir (Güneş Yerli, 2008: 26-27).

Dolarizasyon ile Rasyonel Beklentiler Yaklaşımı arasındaki ilişki makro modeller yardımıyla kurulmaktadır. Dolarizasyonun rasyonel beklentiler teorisi çerçevesinde tahmin edilebilmesi için dolarizasyona etki ettiği düşünülen tüm değişkenlerin modellerde yerini almalıdırlar. Dolarizasyona etki ettiği düşünülen en önemli değişkenler arasında enflasyon ve döviz kurlarıyla ilgili beklentiler sayılmaktadır. Bunun için öncelikle bu değişkenlere ait beklenen değerlerin tahmin edilmesi gerekmektedir. Buna göre dolarizasyonun rasyonel beklentilere göre tahmin edilmesi iki aşamadan oluşmaktadır.

Birinci aşamada, enflasyon, Dolar ve Euro'nun gelecekte alabileceği olası değerler regresyonla tahmin edilecektir. Bulunan değerlerden hata terimleri serisi elde edilerek gerçekleşen değerlerden çıkarıldıktan sonra tahmini seriler elde edilmiş olacaktır. Bu seriler ikinci aşamada diğer değişkenlerle birlikte regresyona tabi tutulacaktır. Tahmin edilecek olan regresyon denkleminde ait genel model ve bu modelde kullanılan değişkenler aşağıdaki gibidir (Küçükkale, 1996: 56).

$$\pi_t = \alpha + \beta \Pi_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.29)$$

(3.29) numaralı modelde $\pi_t = t$ döneminde gerçekleşen enflasyon oranını; Π_{t-1} enflasyon oranını açıklayan değişkenler kümesini ve ε_t ise hata terimini temsil etmektedir. Gerçekleşen enflasyon oranı tam olarak tahmin edilemez. Tahmin edilen regresyon denkleminde beklenen enflasyon oranı denklemin hata terimleri dışında kalan kısımdır. Hata terimleri ise beklenmeyen enflasyonu temsil etmektedir.

Rasyonel beklentilere göre uygulama yapıldığında Π_{t-1} kümesini oluşturan değişkenler arasında aşağıdaki değişkenler gibi değişkenleri kısmen veya tamamen içeren bir veri seti oluşturulabilir:

- Enflasyonu temsilen TEFE
- Dolar Kurunu temsilen USD
- Avro Kurunu temsilen EURO
- Sanayi Üretim Endeksi SUE
- Faiz farkı serisi USD' ye göre

- Faiz farkı serisi EURO'ya göre
- Toplam İhracat
- Toplam İthalat
- Toplam Bütçe Gelirleri
- Toplam Bütçe Giderleri
- M2Y
- M2
- TL Faiz Oranları
- Döviz Tevdiat Hesapları DTH

Yukarıda yazılmış olan değişkenlerden hangisinin kaç gecikme ile regresyon denklemlerinde yer alacağı Akaike Bilgi Kriterine göre belirlenecektir. Öncelikle bağımlı değişkenin gecikmesi belirlenecek, yani denklemin sağ tarafında kaç gecikmeyle yer alıp almayacağı bulunduktan sonra diğer değişkenler birer birer regresyon denklemine eklenerek uygun gecikme değerleri bulunur. Bu tezde rasyonel beklentilere dayanan çözüm yapılmayacaktır. Tezde adaptif beklentilere göre çözüm yapılacaktır.

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. VERİ SETİ VE DOLARİZASYON MODELİNİN ADAPTİF BEKLENTİLER TEORİSİNE GÖRE SABİTLİ – TRENDLİ VERİLERLE ÇÖZÜM UYGULAMASI

Adaptif beklentiler teorisine göre yapılan ekonometrik uygulamada kullandığımız veriler 1999:01-2011:06 dönemine ait aylık zaman serileri olup, veri setinin elde edilmesinde Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası'nın internet sitesindeki elektronik veri dağıtım sisteminden (EVDS) ve İstanbul Ticaret Odası (İTO)'nun üretmiş olduğu verilerden yararlanılmıştır. Seriler düzey halleriyle EK-13'te sunulmuştur. Ayrıca, Uygulamada kullanılan tüm serilerin doğal logaritmaları alınmış olup veri seti değişken tablosu aşağıda sunulmuştur.

Tablo 6 : Veri Seti Değişkenler Tablosu

| Değişken | Açıklama | Veri Kaynağı |
|----------------------|----------------------------|-------------------------------|
| DTH | Döviz Tevdiat Hesapları | TCMB- EVDS |
| M2Y* | En Geniş Tanımlı Para Arzı | TCMB- EVDS |
| DOL(=DTH/M2Y) | Dolarizasyon Oranı | Tarafımızdan Üretilmiştir |
| TEFE | Aylık Tefe Endeksleri | İstanbul Ticaret Odası (1968) |
| USD | Amerikan Dolar Kuru | TCMB-EVDS |
| EURO | Avro Kuru | TCMB-EVDS |

*: TCMB günümüzde M2Y tanımı yerine M2 tanımını kullanmaktadır. $M2=M1+Vadeli\ mevduat(TL) + Vadeli\ mevduat(YP)$. TL=Türk Lirası, YP= Yabancı para

Sahte regresyondan kaçınmak, serilerin durağanlaşması ve logaritmil olarak doğrusallaşması için doğal logaritmaları alınmıştır. LDOL: Logaritması alınmış dolarizasyon oranı; LTEFE: Logaritması alınmış Tefe serisi; LUSD: Logaritması alınmış aylık Dolar kuru serileri; LEURO: Logaritması alınmış Aylık Avro kurudur.

Değişkenlerin logaritmalarının alınmasıyla, serilerde var olabilecek stokastik trend ortadan kalkmakta ve seriler kolayca durağanlaşmaktadır. Değişkenleri temsil eden sözcük veya kısaltmaların başındaki “L” harfi, değişkenin logaritmasının alındığını, D harfi veya Δ sembolü, önünde bulunduğu değişkenin birinci derece farkının alındığını göstermektedir.

4.1. Zaman Serilerinin Tanımlayıcı İstatistikleri

Dolarizasyon, enflasyon, Dolar ve Avro kuru serilerin düzey, logaritmik ve durağan halleriyle hesaplanan korelasyon oranlarını ve tanımlayıcı istatistiklere ait değerleri gösteren tablolar, bilgi amacıyla aşağıda sunulmuştur.

Tablo 7 : Zaman Serilerinin Düzey Değerleri İçin Korelasyon Tablosu

| | DOL | TEFE | USD | EURO |
|-------------|------------------|-------------|------------|-------------|
| DOL | 1 | -0.790668 | -0.238365 | -0.586921 |
| TEFE | -0.790668 | 1 | 0.747701 | 0.939089 |
| USD | -0.238365 | 0.747701 | 1 | 0.900606 |
| EURO | -0.586921 | 0.939089 | 0.900606 | 1 |

Tablo 7’de görüldüğü gibi serilerin düzey değerleriyle hesaplanan korelasyon matrisinde bağımlı değişken DOL ile Bağımsız değişken TEFE arasında -0.79 gibi ters yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Aynı ters yönlü ilişki DOL ile USD arasında yaklaşık olarak -0.24 ve DOL ile EURO arasında yaklaşık olarak -0.59 olmaktadır. Ters yönlü ilişkinin anlamı TEFE, USD ve EURO’daki artışa karşılık DOL’da azalış veya bunlardaki bir artışa karşılık DOL’da yukarıda belirtilen oranlar kadar bir azalış meydana gelmektedir.

Bağımlı değişken DOL ile diğer değişkenler TEFE, USD ve EURO arasındaki ilişkinin işareti iktisadi olarak pozitif olması gerekirken bu işaretler negatif bulunmuştur. Bu sonuçlar dolarizasyon teorisiyle çelişmektedir. Bundan dolayı korelasyonun, serilerin durağan halleriyle hesaplanması gerekir. Serilerin logaritmik dönüşümlü durağan halleriyle hesaplanan korelasyon matrisi aşağıdaki gibidir:

Tablo 8 : Durağanlaştırılmış Zaman Serilerinin Korelasyon Tablosu

| | DLDOL | DLTEFE | DLUSD | DLEURO |
|---------------|-----------------|---------------|--------------|---------------|
| DLDOL | 1 | 0.399886 | 0.513234 | 0.579523 |
| LTEFE | 0.399886 | 1 | 0.443306 | 0.469407 |
| DLUSD | 0.513234 | 0.443306 | 1 | 0.737302 |
| DLEURO | 0.579523 | 0.469407 | 0.737302 | 1 |

Tablo 8’de görüldüğü gibi DLTEFE ile DLDOL arasında 0,40; DLUSD ile DLDOL arasında 0,51 ve DLEURO ile DLDOL arasında 0,58 gibi pozitif yani doğru yönlü bir ilişki bulunmaktadır. Doğru yönlü ilişkide değişkenlerdeki değişim diğer değişkeni aynı yönde etkileyeceği anlamına gelmektedir. Pozitif işaretli korelasyon oranları dolarizasyon teorisinin beklentileriyle uyuşmaktadır.

Seriler arasındaki korelasyon ilişkilerinin yanında serilerin düzey değerleriyle yapılan ve istatistiki özelliklerini gösteren tanımlayıcı istatistiklerin özeti aşağıda ve program çıktısı EK-1’de sunulmuştur:

Tablo 9 : Serilerin Düzey Değerleriyle İlgili Tanımlayıcı İstatistikler

| | DOL | TEFE | USD | EURO |
|-----------------------------|---|---|---|---|
| Aritmetik Ortalama | 0.398036 | 39176280 | 1.272653 | 1.553413 |
| Ortanca | 0.385476 | 41848229 | 1.392000 | 1.734000 |
| Maksimum değer | 0.594802 | 69410688 | 1.709000 | 2.289000 |
| Minimum değer | 0.262603 | 6768698 | 0.322000 | 0.374000 |
| Standart sapma | 0.088624 | 17504827 | 0.363549 | 0.543299 |
| Eğiklik (Skewness) | 0.355325 Sağa eğik | -0,356035 Sola eğik | -1.377124 Sola eğik | -0,980838 Sola eğik |
| Basıklık (Kurtosis) | 1.957310 Basık | 2.069775 Basık | 3.622227 Dik | 2.714980 Basık |
| Jargue-Bera Olasılık | 9.951422 0.006904 Seri normal dağılmıyor | 8.577268 0,013724 Seri normal dağılmıyor | 49.83156 0.000000 Seri normal dağılmıyor | 24.55883 0.000005 Seri normal dağılmıyor |
| Toplam | 59.70535 | 5.88E+09 | 190.8980 | 233.0120 |
| Hata Kareler Toplamı | 1.170275 | 4.57E+16 | 19.69299 | 43.98088 |
| Gözlem sayısı | 150 | 150 | 150 | 150 |

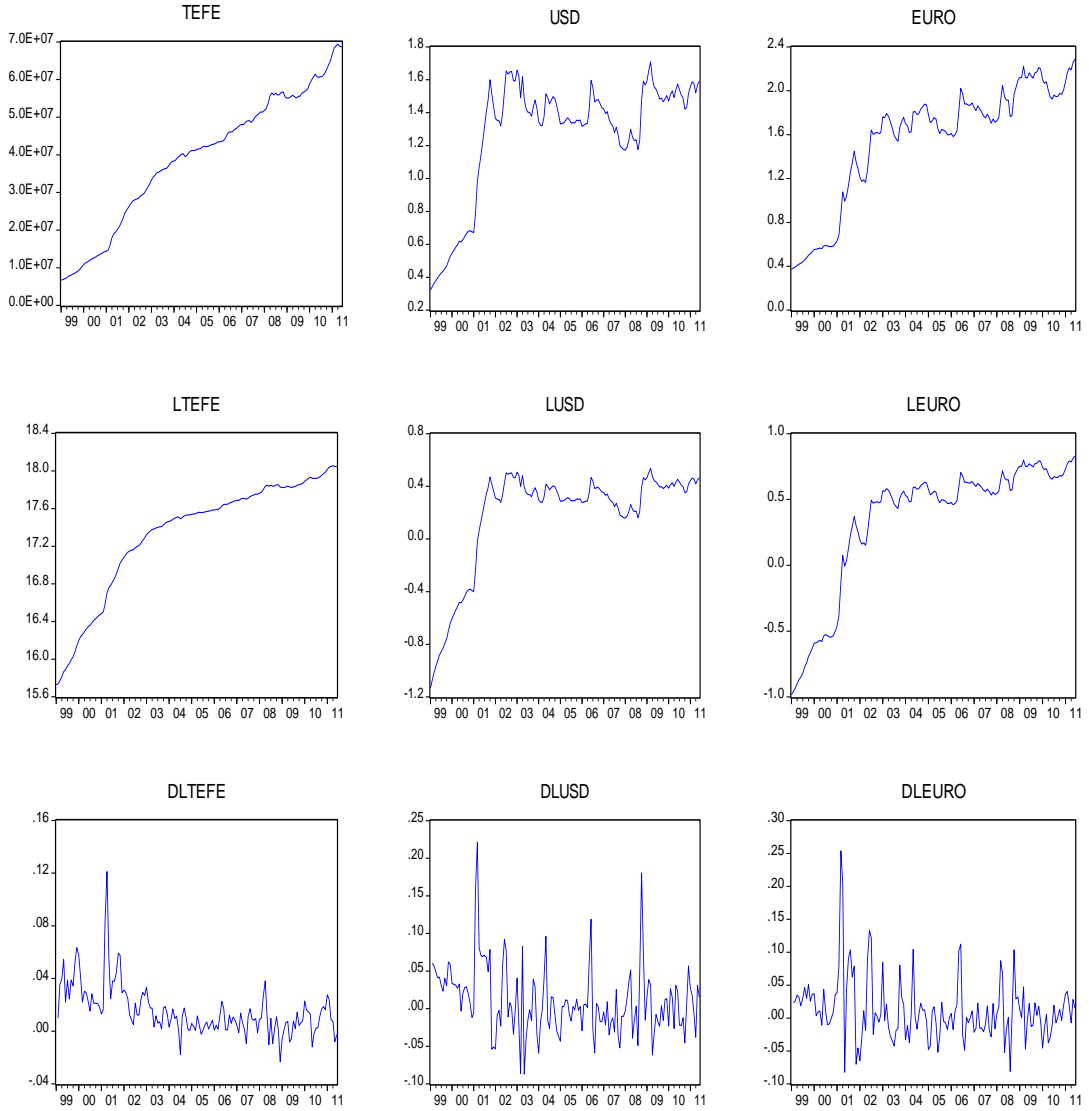
Herhangi bir zaman seri normal dağılıma sahip olursa eğiklik değeri 0 olur. Bir dağılımın simetriden sapması olarak tanımlanan eğiklik ölçüsünde $mod=ortalama=medyan$ olması halinde dağılım simetrik, $ortalama<medyan$ olması halinde dağılım sola eğik ve $medyan>ortalama$ olması halinde ise dağılım sağa eğik olur. Yukarıdaki tabloya göre, DOL serisi sağa eğik ($ortalama>medyan$), TEFE serisi sola eğik ($ortalama<medyan$), USD serisi sola eğik ($ortalama<medyan$), EURO serisi de sola eğik ($ortalama<medyan$) olmaktadır.

Bir zaman serisinin normal dağılıma sahip olması halinde olması gereken basıklık değeri 3'dür. Buna göre bir dağılımın basıklık ölçüsü 3'e eşitse dağılım normal, 3'den büyükse dağılım dik ve 3'den küçükse dağılım basık olmaktadır. Bu ölçülere göre DOL, TEFE ve EURO serisi basık ancak USD serisi dik olmaktadır.

Jarque-Bera istatistiğinde hesaplanan değere ait olasılık değeri, dikkate alınan olasılık değerinden küçükse serilerin hata kareleri normal dağılmamakta veya hesaplanan olasılık değeri dikkate alınan olasılık değerinden büyükse serilere ait hata kareleri normal dağıldığına karar verilebilmektedir. Yapılacak olan uygulamada dikkate alınan $P=olasılık$ değeri 0,05 olduğuna göre, düzey değerleri üzerinden hesaplanan Jarque-Bera istatistiğinin olasılık değerine göre tüm değişkenlerin hata serileri normal dağılmamaktadır.

Tanımlayıcı istatistiklerden sonra serilerin zaman yolu grafiklerine bakılarak serilerin durağanlıkları hakkında öngörü sahibi olunabilir. Bunun için uygulamada kullanılacak serilerin düzey, logaritmik ve durağan hallerine ait zaman yolu grafikleri oluşturulup aşağıda Grafik 5'te sunulmuştur:

Grafik 5 : Zaman Serilerinin Zaman Yolu Grafikleri



Düzye ve logaritmik deęerleriyle oluřturulan zaman yolu grafiklerine bakıldıęında serilerin duraęan olmadıkları, trend ierdikleri ve yapısal deęiřim gsterdikleri gzlenmektedir. Ancak, sadece grsellięe dayanarak duraęanlık hakkında karar vermek doęru deęildir. Bundan sonraki adım duraęan olmadıęı gzlenen serilerin duraęanlık analizini testler aracılıęıyla yapmaktır. Serileri duraęanlařtırırken hangi duraęanlık testinin uygulanması gerektięini belirlemek nemli bir konudur. Uygulama dneminde yařanan ekonomik kriz n bilgisine dayanarak serilerde yapısal deęiřim olabileceęi beklentisi bulunmaktadır. Eęer, yapısal deęiřim sz konusuysa duraęanlık iin Philips-Perron testi uygulamak gerekecektir. Yapısal deęiřim olup olmadıęına karar vermek iin ncelikle

Chow testinin yapılması gerekmektedir. Bunun için uygulama dönemine ilişkin zaman serileriyle örnek bir regresyon modeli oluşturularak Chow yapısal değişim testi bundan sonraki alt başlıkta ele alınmıştır.

4.2. Yapısal Değişimin Chow Testiyle Belirlenmesi

Chow testi, bir regresyon modelinin örnekten örneğe bütünüyle değişiklik gösterip göstermediğini test etmede kullanılır. Yapısal değişimi test eden Chow testinin uygulama aşamaları şunlardır (Yamak ve Köseoğlu, 2008: 369):

- Regresyon modeli öncelikle n gözlemlili örneğin tümüne uygulanır ve hata terimleri kareleri toplamı hesaplanır.
- Aynı regresyon modeli n_1 adet gözlemden oluşan birinci alt guruba ve n_2 adet gözlemden oluşan ikinci alt guruba uygulanır ve her birinin hata kareleri toplamı hesaplanır.
- Hipotez kurulur ve F istatistiği hesaplanır. F istatistiği tablo değerinde küçük olursa yapısal değişimin olmadığına karar verilir; aksi halde F istatistiği tablo kritik değerinden büyükse yapısal değişimin olduğuna karar verilir.

Uygulamamızı kapsayan 1999-2011 yılları arasında iki adet yapısal değişim olduğu ön bilgisi bulunmaktadır. Bunlar, 2000:11 Kasım krizi ve 2001:02 Şubat krizleridir. Krizleri temsil eden gözlemler 2000:11 ve 2001:02 dir. Chow testini uygularken aşağıdaki ana örnek ve alt dönemlere ait regresyon çıktılarından elde edilen veriler ve kurulacak hipotezler aşağıdaki gibidir:

Ana Örnek Tahmin Modeli: $LDOL = \beta_0 + \beta_1 TREND + \beta_2 LTEFE + \beta_3 LUSD$

Hipotezler:

H_0 : yapısal değişim yoktur ($\beta_0^* = \beta_0^{**}$, $\beta_1^* = \beta_1^{**}$, $\beta_2^{**} = \beta_1^{**}$, $\beta_3^* = \beta_3^{**}$)

H_1 : yapısal değişim vardır ($\beta_0^* \neq \beta_0^{**}$, $\beta_1^* \neq \beta_1^{**}$, $\beta_2^{**} \neq \beta_1^{**}$, $\beta_3^* \neq \beta_3^{**}$)

Karar Kriteri:

$F_{\text{hesaplanan}} > F_{\text{tablo}} = H_0$ red, H_1 Kabul edilir. Yapısal deęişim vardır.

$F_{\text{hesaplanan}} < F_{\text{tablo}} = H_0$ Kabul ve H_1 reddedilir. Yapısal deęişim yoktur.

1999:01-2000:11 Birinci Alt Dönemi Sonuçları:

1. Alt dönem tahmin modeli:

$$LDOL^* = \beta_0^* + \beta_1^*TREND + \beta_2^*LTEFE + \beta_3^*LUSD$$

$$LDOL = -0,002144128026^*TREND + 0,5649418685^*LTEFE - 0,3025355144^*LUSD - 10,07746025$$

$$SSR_1 = 0,008217$$

$$n_1 = 23$$

$$k = 3$$

2000:12-2011:06 İkinci Alt Dönem Sonuçları:

2. Alt dönem tahmin modeli:

$$LDOL^{**} = \beta_0^{**} + \beta_1^{**}TREND + \beta_2^{**}LTEFE + \beta_3^{**}LUSD$$

$$LDOL = -0.005241891871^*TREND - 0.1270133643^*LTEFE + 0.4419690112^*LUSD + 1.55859536$$

$$SSR_2 = 0,367823$$

$$n_2 = 127$$

$$k = 4$$

1999:01-2011:06 Ana Örnek Dönemi Sonuçları:

Ana örnek tahmin modeli:

$$LDOL = \beta_0 + \beta_1TREND + \beta_2LTEFE + \beta_3LUSD$$

1999:01-2011:06 Ana Örnek Dönemi Sonuçları:

$$\text{LDOL} = -0,005126870052 * \text{TREND} - 0,1441798757 * \text{LTEFE} + 0,4097426871 * \text{LUSD} \\ + 1,862629668$$

$$\text{SSR} = 0,403159$$

$$n = 150$$

$$k = 4$$

Chow Testi:

$$F = [\text{SSR} - (\text{sssr}_1 + \text{ssr}_2)] / k : [(\text{sssr}_1 + \text{ssr}_2) / (n - 2k)]$$

$$F = [0,403159 - (0,367823 + 0,008217)] / 4 : (0,367823 + 0,008217) / 150 - 8$$

$$F = (0,403159 - 0,37604) / 4 : 0,37604 / 142$$

$$F = (0,027119 / 4) : (0,37604 / 142)$$

$$F = 0,00677995 : 0,0026481$$

$$F = 2,56030$$

$$F_{\text{hesaplanan}} = 2,56030$$

$$F_{\text{tablo (4; 142)}} = 2,45$$

$$F_{\text{hesaplanan}} = 2,56030 > F_{\text{tablo (4;142)}} = 2,45 \rightarrow \text{Yapısal deęişim vardır.}$$

$P = 0,05$ anlamlılık düzeyinde $F_{\text{hesaplanan}} = 2,56030 > F_{\text{tablo (142,4)}} = 2,45$ olduğundan H_0 hipotezi reddedilir ve alternatif hipotez H_1 kabul edilir. Bunun anlamı, serilerde yapısal deęişim vardır. Buna dayanarak zaman serilerinin duraęanlık analizlerinde yapısal deęişimi dikkate alan PP testleri uygulanması uygun görülmüştür.

4.3. Zaman Serilerinin Philips-Perron (PP) Duraęanlık Testleri

Uygulamada kullandığımız seriler zaman serileri olduğu için duraęan olmama durumu ile karşılaşma olasılığı yüksektir veya seriler istenilen istatistiksel anlamlılık düzeyinde duraęan olmayabilirler. EKK ile deęişkenler arasındaki duyarlılığın tahmin edilmesinde dikkat edilmesi gereken en önemli noktalardan biri serilerin duraęan olmalarıdır.

Adaptif beklentiler yaklaşımına göre yapılacak olan uygulamada kullanılacak seriler, LDOL, LTEFE, LUSD, LEURO serileridir. Uygulama döneminde yapısal deęişim

belirlendiği için bu serilere Philips-Perron birim kök testi uygulanacaktır. PP testi ADF testinin yetersiz olduğu durumlarda kullanılan bir testtir. Dickey-Fuller testlerinde rastlantısal hataların (şokların) veya hata terimlerinin dağılımlarının istatistiksel olarak birbirinden bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Diğer bir anlatımla, serilerin hata terimleri arasında otokorelasyon olmadığı kabul edilmektedir. Buna karşılık Phillips ve Perron tarafından geliştirilen birim kök testlerinde serilerin hata terimleri arasında otokorelasyon olabileceği dikkate alınmıştır. PP birim kök testi parametrik olmayan bir testtir (Bozkurt, 2007: 41).

ADF testleri zaman serilerinin otoregressif (AR) özelliğini dikkate almaktadırlar. Ancak ADF testindeki AR süreci, PP testinde otoregressif hareketli ortalama (ARMA) sürecine dönüşmektedir. Hareketli ortalama (MA) sürecinin kullanılmasıyla oluşan ARMA süreciyle trend durağanlığın testi daha güçlü ve güvenilir olmaktadır. MA sürecinin azalan olması durumunda ADF testleri, MA sürecinin artan olması durumunda ise PP testleri daha güçlüdür. MA sürecinin artan olması sıfırdan uzaklaşma ve serilerin trend içermesi, MA sürecinin azalan olması ise sürecin sıfıra yaklaşması anlamına gelmektedir (Hanedar ve diğerleri, 2005: 13).

PP birim kök testlerinde, bir serinin istenilen anlamlılık seviyesinde durağan olmasına karar verebilmek için hesaplanan adj. t-statistic değerinin tablo kritik değerlerinden küçük veya onlardan mutlak değerce büyük olması gerekir. Sabitli ve trendli olmak üzere serilere uygulanan PP testlerinde, H_0 : seri birim köke sahiptir; seri durağan değildir; sıfır hipotezine karşılık, H_1 : seri birim köke sahip değildir; seri durağandır; alternatif hipotezi test edilmiştir.

Tablo 10 : Perron Birim-Kök Testi Sonuçları (Sabitli-Trendli)*

| Değişken | Adj. t-Statistic | %1 Test Kritik Değeri | % 5 Test Kritik Değeri | %10 Test Kritik Değeri | Olasılık (Prob.) | Sonuç p=0,05 için | Eşbütünleşme düzeyi |
|---------------|------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------|-------------------|---------------------|
| LDOL | -2.501329 | -4,020822 | -3,440263 | -3,144585 | 0.3272 | Durağan değil | |
| DLDOL | -7.914315 | -4,021254 | -3,440471 | -3,144707 | 0.0000 | Durağan | I(1) |
| LTEFE | -2.967476 | -4,020822 | -3,440263 | -3,144585 | 0.1450 | Durağan değil | |
| DLTEFE | -6.134987 | -4,021254 | -3,440471 | -3,144707 | 0.0000 | Durağan | I(1) |
| LUSD | -2.910240 | -4,020822 | -3,440263 | -3,144585 | 0,1623 | Durağan değil | |
| DLUSD | -8.079151 | -4,021254 | -3,440471 | -3,144707 | 0,000 | Durağan | I(1) |
| LEURO | -2.131105 | -4,020822 | -3,440263 | -3,144585 | 0,0314 | Durağan değil | |
| DLEURO | -7.932016 | -4,021254 | -3,440471 | -3,144707 | 0,0000 | Durağan | I(1) |

*Bandwidth(Bant genişliği):Newey-West Bandwidth

Sabitli-Trendli serilerle 0,05 anlamlılık seviyesinde yapılan PP test sonuçlarına göre LDOL, LTEFE, LUSD ve LEURO serileri düzey değerlerinde durağan çıkmamıştır. Bu durumda serilere ait H_0 hipotezleri kabul edilip, H_1 hipotezleri reddedilmiştir. Seriler 1.farkları alınıp durağanlaştırılmıştır. Bu durum, serilerin eşbütünleşme düzeylerinin I(1) olarak belirlenmesi anlamına gelmektedir. Regresyon analizlerinde seriler durağan halleri ile regresyona koşulmaktadır. Ayrıca, hata düzeltme mekanizmasında serilerin durağan halleri kullanılmaktadır.

4.4. Dolarizasyon Değişkeninin Seçilmiş İktisadi Değişkenlere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi

Bu kısımda, regresyon modelleri oluşturulurken sabit terimi temsilen C, trend durumunu temsilen TREND değişkeni kullanılmıştır. Farkı alınmış dolarizasyon değişkenini temsilen DLDOL ile seçilmiş iktisadi değişkenlerden enflasyonu temsil eden DLTEFE'ye, Dolar değişkeni temsil eden DLUSD'ye ve Avro kuru değişkenini temsil eden DLEURO'ya karşı duyarlılıklarının ölçülmesi üzerinde durulacaktır. Değişkenlerin logaritmaları alındığı için analizlerde elde edilecek değerler esneklikleri gösterecektir.

4.4.1. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Enflasyon Değişkeni DLTEFE'deki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (sabitli-trendli model)

Enflasyonda meydana gelen değişmelerin dolarizasyon oranında meydana getireceği değişmelerin esneklikler cinsinden değerini bulmak için bağımlı değişken DLDOL regresyon denkleminin solunda bulunurken, modelde sabit terim C ile trend değişkeni TREND ile temsil edilmektedir. Enflasyonun cari değerlerini temsilen DLTEFE ile DLDOL'nun 1 gecikmesini temsilen DLDOL(-1) regresyon denkleminin sağına bulunmaktadır. Çözüme ait örnek regresyon tahmin modeli (3.24) ile regresyon çıktısı EK-2'de ve sonuç tablosu aşağıda sunulmuştur.

$$LDOL_t = a_0 + a_1 LTEFE_t + a_2 LDOL_{t-1} + vt \quad (3.24)$$

Tablo 11: Enflasyon (DLTEFE) İçin Çözüm Sonuçları

| Bağımlı Değişken : DLDOL | | | | | |
|---|-----------------------|---------------------------|---------------|------------------|-------------------|
| Bağımsız Değişkenler: C, TREND, DLTEFE, DLDOL(-1) | | | | | |
| Değişken (Variable) | Katsayı (Coefficient) | Standart Hata (Std.Error) | (t-Statistic) | Olasılık (Prob.) | P=0,05 için Sonuç |
| SABİT (C) | -0.013350 | 0.004894 | -2.727976 | 0.0072 | Anlamlı |
| TREND | 5.62E-05 | 4.56E-05 | 1.231897 | 0.2200 | Anlamsız |
| DLTEFE | 0.444039 | 0.107723 | 4.122026 | 0.0001 | Anlamlı |
| DLDOL (-1) | 0.308547 | 0.075102 | 0.075102 | 0.0001 | Anlamlı |
| $R^2 = 0.256277$ | | | | | |
| Düzeltilmiş $R^2 = 0.240783$ | | | | | |
| F-statistic = 16.54016 | | | | | |
| Prob(F-Statistic) = 0.000000 | | | | | |

Çıktı sonuçlarına göre onbindebirler basamağına göre yuvarlatılmış değerlerle oluşturulan regresyon denklemini aşağıdaki gibi düzenleyebiliriz:

$$DLDOL = -0.01335 + 5.62067826E-005 * TREND + 0.44404 * DLTEFE + 0.30855 * DLDOL(-1)$$

Regresyon sonuçları Tablo 11’de görüldüğü gibi sabit terim C’nin katsayı işareti negatif çıkmıştır. Ancak, sabit terimin katsayı olasılık değeri $P=0,0072 < P=0,05$ olduğundan sonuç istatistiksel olarak anlamlıdır. Test sonucuna göre sabit terim, dolarizasyon değişkeni ile iktisadi olarak ters yönlü doğrusal bir ilişki içerisinde bulunmaktadır. Ancak, bu durum dolarizasyon teorisine uymamaktadır. Trend değişkeni katsayısına ait olasılık değeri $P=0,2200 > P=0,05$ olduğundan bu sonuç istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. İktisadi olarak bakıldığında, hem dolarizasyon hem de enflasyon değişkeninde 2001 yılından itibaren düşük oranlı artışlar gözlenmektedir. Trend değişkeni model için uygun gözükmemektedir.

Enflasyonu temsil eden TEFE değişkeni ile dolarizasyon değişkeni arasındaki etkileşim hem iktisadi olarak hem de istatistiksel olarak anlamlıdır. TEFE değişkeni katsayısına ait olasılık değeri $P=0,0001 < 0,05$ olması dolayısıyla istatistiksel olarak anlamlı olması ve katsayının işaretinin pozitif olması iktisadi olarak anlamlı bulunması için yeterli olabilmektedir. Bu sonuç dolarizasyon teorisine uygun bulunmuştur. Enflasyonu temsil eden TEFE’de $\pm \% 1$ oranındaki bir değişimin dolarizasyonda $\pm \% 0,44$ oranında bir değişime sebep olabileceği beklenmelidir. Bu durum dolarizasyon teorisine göre, enflasyonla dolarizasyon arasında olması gereken pozitif ve doğrusal yönlü ilişkiyle çelişmemektedir. Buna göre kısa dönemde enflasyondaki değişimler dolarizasyon oranındaki değişiklikleri açıklayabileceği söylenebilir.

Dolarizasyonun bir dönemlik gecikmesinden oluşan ve adaptif beklentileri temsil eden $DLDOL(-1)$, hem istatistiksel hem de iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. $P=0,0001 < P=0,05$ olması, katsayının istatistiksel olarak anlamlı olmasını, katsayının işaretinin pozitif olması ise değişkenin iktisadi olarak anlamlı olmasını belirlemektedir. Buna göre, adaptif beklentileri temsil eden $DLDOL(-1)$ ’de meydana gelen $\pm \%1$ lik bir değişim cari dönemde dolarizasyon oranında aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,31$ oranında bir değişime sebep olduğu gözlenmektedir.

Modelin dolarizasyondaki değişimleri açıklama gücü $R^2=0,25$ yani $\% 25$ dir. Dolarizasyondaki değişimlerin $\% 75$ ’ lik kısmı modele katılmayan değişkenler tarafından belirlenmektedir. Diğer anlatımla modelin açıklama gücünün $\%75$ lik kısmını hata

terimleri oluşturmaktadır. F-İstatistik değeri 16.54016'nın olasılık değeri $P=0,00000<0,05$ olması dolayısıyla model, istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.

4.4.2. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Dolar Kuru DLUSD'deki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli -Trendli Model)

Dolar Kurunda meydana gelen değişmelerin ve diğer değişkenlerin, dolarizasyonu temsil eden DLDOL'da meydana getireceği değişimin test sonuçları EK-3'te ve değişkenler arasındaki ilişkileri tahmin modeli (3.25) aşağıda sunulmaktadır. Model sabit terim, trend ve beklentileri içermektedir. Tahmin edilen modelden elde edilen sonuçlar Tablo 12' de özetlenmiştir.

$$LDOL_t = \beta_0 + \beta_1 LUSD_t + \beta_2 LDOL_{t-1} + vt \quad (3.25)$$

Tablo 12 : Dolar (DLUSD) İçin Çözüm Sonuçları

| Bağımlı Değişken : DLDOL | | | | | |
|--|-----------------------|---------------------------|-------------|------------------|-------------------|
| Bağımsız Değişkenler: C, TREND, DLUSD, DLDOL(-1) | | | | | |
| Değişken (Variable) | Katsayı (Coefficient) | Standart Hata (Std.Error) | t-Statistic | Olasılık (Prob.) | P=0,05 için Sonuç |
| SABİT TERİM (C) | -0.004803 | 0.003226 | -1.488584 | 0.1388 | Anlamsız |
| TREND | 3.96E-05 | 3.65E-05 | 0.108536 | 0.9137 | Anlamsız |
| DLUSD | 0.219633 | 0.035054 | 6.265475 | 0.0000 | Anlamlı |
| DLDOL(-1) | 0.296769 | 0.069628 | 4.262189 | 0.0000 | Anlamlı |
| $R^2 = 0.346637$ | | | | | |
| Düzeltilmiş $R^2 = 0.333025$ | | | | | |
| F-statistic = 25.46607 | | | | | |
| Prob(F-statistic) = 0.000000 | | | | | |

Regresyon program çıktısından elde edilen sonuçların onbindebirler basamağına göre yuvarlatılıp yazılan sonuç denklemi aşağıdaki gibidir:

$$DLDOL = -0.00480 + 3.964434229e-006 * TREND + 0.21963 * DLUSD + 0.29677 * DLDOL(-1)$$

Tablo 12'den görüldüğü gibi sabit terim C ve TREND değişkenlerinin katsayılarının olasılık değerleri $P=0,05$ değerinden büyük olduğu için bu değişkenler modelde istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

Dolar kurunu temsil eden DLUSD değişkeni, katsayısının olasılık değeri $P=0,0000 < P=0,05$ olduğu için istatistiksel olarak anlamlı ve katsayı işaretinin pozitif olması dolayısıyla iktisadi olarak anlamlı ve dolarizasyon teorisiyle çelişmemektedir. Buna göre, DLUSD'de yani Dolar kurunda meydana gelebilecek $\pm \% 1$ oranındaki değişim, dolarizasyon oranında $\pm \% 0,22$ oranında bir değişime sebep olabilmektedir. Değişkenler arasındaki ilişki aynı yönlü ve doğrusal bulunmuştur. Buna göre kısa dönemde Dolar kurundaki değişmelerin dolarizasyonu etkilediği söylenebilir.

Adaptif beklentileri temsil eden DLDOL(-1)' in katsayısının olasılık değeri $P=0,00000 < P=0,05$ olduğundan istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin pozitif olması dolayısıyla iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, adaptif beklentileri oluşturan DLDOL' nun bir dönemlik gecikmesinde meydana gelen $\pm \% 1$ oranındaki bir değişim dolarizasyon oranını aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,30$ oranında değiştirebileceği beklenmelidir.

Modelin, dolarizasyondaki değişmeleri açıklama gücü $R^2=0,35$ yani %35 dir. Dolarizasyondaki değişmelerin % 65 lik kısmı modele katılmayan değişkenler tarafından veya diğer anlatımla modelde % 65 lik kısım hata terimleri tarafından belirlenmektedir. Ayrıca, F-İstatistik değeri 25,46607'nin olasılık değeri $P=0,00000 < 0,05$ olması dolayısıyla model, istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.

4.4.3. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Avro Kuru DLEURO'daki Değişmelere Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli-Trendli Model)

Avro kurunu temsil eden EURO'da ve diğer değişkenlerdeki değişmelerin, dolarizasyonu temsil eden DLDOL'da meydana getireceği değişimin test edildiği regresyon program çıktısı EK-4' te ve değişkenler arasındaki ilişkilerin tahmin modeli aşağıda sunulmaktadır. Tahmin modeli (3.26) ise şöyledir:

$$LDOL_t = \gamma_0 + \gamma_1 LEURO_t + \gamma_2 LDOL_{t-1} + vt \quad (3.26)$$

Yüzde onbindebirler basamağına göre katsayıları yuvarlatılmış sonuç denklemi ve değişkenlerin katsayılarıyla ilgili bilgileri içeren Tablo 13, aşağıda sunulmuştur:

$$DOL = -0.00682 + 2.096326026e-005*TREND + 0.26202*DLEURO + 0.31259*DLDOL(-1) - 0.08335*DLDOL(-2) + 0.17556*DLDOL(-3)$$

Tablo 13 : EURO (DLEURO) için Çözüm Sonuçları

| Bağımlı Değişken : DLDOL | | | | | |
|---|-----------------------|---------------------------|---------------|------------------|-------------------|
| Bağımsız Değişkenler: C, TREND, LEURO, DLDOL(-1'den -3) | | | | | |
| Değişkenler (Variables) | Katsayı (Coefficient) | Standart Hata (Std.Error) | (t-Statistic) | Olasılık (Prob.) | P=0,05 için Sonuç |
| SABİTTERİM (C) | -0.006821 | 0.003067 | -2.223697 | 0.0278 | Anlamlı |
| TREND | 2.10E-05 | 3.48E-05 | 0.601584 | 0.5484 | Anlamsız |
| DLEURO | 0.262020 | 0.031421 | 8.339071 | 0.0000 | Anlamlı |
| DLDOL(-1) | 0.312591 | 0.069971 | 4.467420 | 0.0000 | Anlamlı |
| DLDOL(-2) | -0.083350 | 0.074326 | -1.121414 | 0.2640 | Anlamsız |
| DLDOL(-3) | 0.175563 | 0.070036 | 2.506747 | 0.0133 | Anlamlı |
| R ² = 0.446344 | | | | | |
| Düzeltilmiş R ² = 0.426570 | | | | | |
| F-statistic = 22.57288 | | | | | |
| Prob(F-statistic) = 0.000000 | | | | | |

Tablo 13'de görüldüğü gibi sabit terim C'nin işareti negatif ve istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. TREND değişkeni ise istatistiksel olarak anlamsızdır.

Avro kurunu temsil eden DLEURO değişkeni, katsayısının olasılık değeri $P=0,0000 < P=0,05$ olduğu için istatistiksel olarak anlamlı ve katsayı işaretinin pozitif olması dolayısıyla iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Bu sonuç, dolarizasyon teorisiyle çelişmemektedir. Buna göre, DLEURO'da veya Avro kurunda meydana gelebilecek $\pm \% 1$ oranındaki değişim, dolarizasyon oranında $\pm \% 0,26$ oranı kadar bir değişime sebep olup ve değişkenler arasındaki ilişki aynı yönlü ve doğrusal olmaktadır.

Adaptif beklentileri temsil eden DLDOL'un bir dönemlik gecikmesi DLDOL(-1)'in katsayısının olasılık değeri $P=0,00000 < P=0,05$ olduğundan istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin pozitif olmasıyla iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre dolarizasyonun bir dönemlik gecikmelerinde meydana gelebilecek $\pm \% 1$ 'lik değişim cari dönemde dolarizasyon oranını $\pm \% 0,31$ oranında değiştirmektedir. DLDOL'nun iki dönemlik gecikmesi DLDOL(-2) istatistiksel ve iktisadi olarak anlamsız olmasına karşın, DLDOL'nun 3 dönemlik gecikmesi DLDOL(-3)'ün katsayısıyla ilgili değerler hem istatistiksel hem de iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, dolarizasyonun 3 dönem öncesindeki değerlerinden oluşan beklentilerdeki $\pm \% 1$ 'lik değişim cari dönemde dolarizasyon oranını aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,18$ oranında değiştirebileceği beklenmelidir.

Modelin dolarizasyondaki değişimleri açıklama gücü $R^2=0,45$ yani $\% 45$ dir. Dolarizasyondaki değişimlerin $\% 55$ lik kısmı modele katılmayan değişkenler tarafından veya diğer anlatımla hata terimleri tarafından belirlenmektedir. Ayrıca, F-İstatistik değeri 22.57288'nin olasılık değeri $P=0,00000 < 0,05$ olması dolayısıyla model, istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.

4.4.4. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL' un Enflasyon Değişkeni DLTEFE ve Dolar Değişkeni DLUSD' deki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli-Trendli Model)

Dolarizasyon oranlarını içeren DLDOL bağımlı değişkeni ile DLTEFE ve DLUSD değişkeni arasındaki kısa dönemli ilişkinin tahmin edilmesinde diğer modellerde olduğu gibi bağımsız değişkenlerin en uygun gecikmeleri hesaplanarak model oluşturulmuştur. Bunun için AIC kriteri göz önünde bulundurulmuştur. Tahmin modeli (3.27)' nin program çıktısı EK-5' te, çözüm sonuçları ise aşağıda Tablo 14' te sunulmuştur.

$$LDOL_t = \delta_0 + \delta_1 LTEFE_t + \delta_2 LUSD_{t-i} + \delta_3 LDOL_{t-i} + vt \quad (3.27)$$

Yüzde onbindebirler basamağına göre yuvarlatılmış sonuç denklemi aşağıdaki gibidir.

$$DLDOL = -0.01254 + 5.667667977e-005*TREND + 0.25517*DLTEFE + 0.18888*DLUSD + 0.26481*DLDOL(-1)$$

Tablo 14'ten görüleceği gibi sabit terim C, istatistiksel olarak anlamlı ancak Trend değişkeni istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

Tablo 14 : DLODOL-DLTEFE ve DLUSD İçin Çözüm Sonuçları

| Bağımlı Değişken : DLDOL | | | | | |
|---|--------------------------|------------------------------|---------------|---------------------|----------------------|
| Bağımsız Değişkenler : C, TREND, DLTEFE, DLUSD, DLDOL(-1) | | | | | |
| Değişken (Variable) | Katsayı (Coefficient) | Standart Hata (Std.Error) | (t-Statistic) | Olasılık (Prob.) | P=0,05 için Sonuç |
| SABİTTERİM (C) | -0.012539 | 0.004515 | -2.777286 | 0.0062 | anlamlı |
| TREND | 5.67E-05 | 4.21E-05 | 1.347238 | 0.1800 | anlamsız |
| DLETEFE | 0.255171 | 0.105912 | 2.409281 | 0.0173 | anlamlı |
| DLUSD | 0.188876 | 0.036771 | 5.136568 | 0.0000 | anlamlı |
| DLDOL(-1) | 0.264807 | 0.069768 | 3.795538 | 0.0002 | anlamlı |
| R ² = 0.372124 | | | | | |
| Düzeltilmiş R ² = 0.354561 | | | | | |
| F-statistic = 21.18798 | | | | | |
| Prob(F-statistic) = 0.000000 | | | | | |

Enflasyon değişkeni DLTEFE'nin katsayısının olasılık değeri P=0,0173 < p=0,05 den küçük olduğu için istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin pozitif olması sebebiyle iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre enflasyon değişkeninde cari dönemde ± % 1 oranındaki değişim dolarizasyon değişkenini aynı yönlü ve doğrusal olarak ± % 0,26 oranında değiştirmesi beklenmelidir.

Dolar kurunu temsil eden DLUSD, modelde istatistikî ve iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre DLUSD'de meydana gelebilecek % 1 oranındaki değişim dolarizasyon değişkenini aynı yönlü ve doğrusal olarak ± % 0,19 oranında değiştirmesi beklenmelidir.

Adaptif beklentileri temsil eden DLDOL'nun bir dönemlik gecikmesi DLDOL(-1), istatistiksel ve iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. DLDOL(-1)'in katsayısının olasılık

değeri $P=0,0002 < P=0,05$ olduğundan istatistiksel olarak ve katsayının işaretinin pozitif olması dolayısıyla iktisadi olarak anlamlı bulunmaktadır. Buna göre, Dolarizasyonun bir dönemlik gecikmesi $DLDOL(-1)$ 'de $\pm \% 1$ oranındaki değişim cari dönem dolarizasyon değişkenini aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,26$ oranında değiştirebileceği beklenmelidir.

Modelin dolarizasyondaki değişimleri açıklama gücü $R^2=0,38$ yani $\% 38$ 'dir. Dolarizasyondaki değişimlerin $\% 62$ ' lik kısmı modele katılmayan değişkenler tarafından veya diğer anlatımla hata terimleri tarafından belirlenmektedir. Ayrıca, F-İstatistik değeri 21.89798'nin olasılık değeri $P=0,00000 < 0,05$ olması dolayısıyla model, istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.

4.4.5. Dolarizasyon Değişkeni DLDOL'nun Enflasyon Değişkeni DLTEFE ile Avro Kuru Değişkeni DLEURO'daki Değişmelere Karşı Duyarlılığının Tahmin Edilmesi (Sabitli-Trendli Model)

Dolarizasyon oranlarını içeren DLDOL bağımlı değişkeni ile DLTEFE ve DLEURO değişkeni arasındaki ilişkinin tahmin edilmesinde AIC kriteri dikkate alınarak bulunan en uygun gecikmeli model regresyona koşulmuştur. DLDOL bağımlı değişkenin kendi gecikmelerinin de dahil edildiği regresyon modelinin program çıktısı EK-6'da sunulmuş olup tahmin modeli (3.28) aşağıdaki gibidir:

$$LDOL_t = \zeta_0 + \zeta_1 LTEFE_t + \zeta_2 LEURO_{t-i} + \zeta_3 LDOL_{t-i} + v_t \quad (3.28)$$

Yüzde onbindebirler basamağına göre yuvarlatılmış sonuç denklemi aşağıdaki gibidir:

$$DLDOL = -0.01042 + 4.515108833e-005 * TREND + 0.12311 * DLTEFE + \\ 0.24408 * DLEURO + 0.29862 * DLDOL(-1) - 0.08421 * DLDOL(-2) + \\ 0.16388 * DLDOL(-3)$$

Tablo 15' ten görüleceği gibi sabit terim C, istatistiksel olarak anlamlı ancak Trend değişkeni istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

Tablo 15 : DLDOL-DLTEFE-DLEURO-DLDOL İçin Çözüm Sonuçları

| Bağımlı Değişken : DLDOL | | | | | |
|---|--------------------------|------------------------------|---------------|---------------------|----------------------|
| Bağımsız Değişkenler: C, TREND, DLTEFE, LEURO, DLDOL(-1den-3) | | | | | |
| Değişken (Variable) | Katsayı (Coefficient) | Standart Hata (Std.Error) | (t-Statistic) | Olasılık (Prob.) | P=0,05 için Sonuç |
| SABİTTERİM C | -0.010425 | 0.004321 | -2.412281 | 0.0172 | anlamlı |
| TREND | 4.52E-05 | 4.04E-05 | 1.118515 | 0.2653 | anlamsız |
| DLTEFE | 0.12309 | 0.104139 | 1.182168 | 0.2392 | anlamsız |
| DLEURO | 0.244081 | 0.034853 | 7.003055 | 0.0000 | anlamlı |
| DLDOL(-1) | 0.298621 | 0.070864 | 4.213972 | 0.0000 | anlamlı |
| DLDOL(-2) | -0.084212 | 0.074224 | -1.134572 | 0.2585 | anlamsız |
| DLDOL(-3) | 0.163879 | 0.070632 | 2.320185 | 0.0218 | anlamlı |
| $R^2 = 0.451855$ | | | | | |
| Düzeltilmiş $R^2 = 0.428194$ | | | | | |
| F-statistic = 19.09706 | | | | | |
| Prob(F-statistic) = 0.000000 | | | | | |

Enflasyon değişkeni DLTEFE'nin katsayısının olasılık değeri $P=0,2392 > p=0,05$ den büyük olduğu için istatistiksel olarak anlamsız ancak işaretinin pozitif olması sebebiyle iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. İktisadi olarak anlamlı çıkması dolarizasyon teorisine uygundur. Ancak istatistikî olarak $P=0,23$ oranı çok yüksek bir değer olduğu için bağımsız değişkenlerin birlikte ele alındığı durumda enflasyon değişkeni dolarizasyon üzerinde etkin gözükmemektedir. Enflasyonun etkili olmaması, 2001' yılından sonra değişkenin düşük düzeylerde artış eğilimi göstermesinden kaynaklanmış olabilir.

Avro kurunu temsil eden DLEURO'nun katsayısının olasılık değeri $P=0,00000 < P=0,05$ olmasıyla istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin pozitif olması sebebiyle de iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Avro kurunda cari dönemde $\pm \% 1$ oranındaki değişim dolarizasyon değişkenini aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,24$ oranında değiştirmesi beklenmelidir. Modele göre EURO' değişkeni dolarizasyonu açıklamakta enflasyona göre daha etkili olduğu söylenebilir.

Dolarizasyonun adaptif beklentilerini temsil eden DLDOL'nun, gecikmeleriyle ilgili sonuçlar ise şöyledir: Dolarizasyonun bir dönemlik gecikmesi DLDOL(-1)'in

katsayısının olasılık değeri $P=0,00000 < P=0,05$ olduğu için istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin pozitif olması sebebiyle iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre DLDOL'nun bir dönem öncesi değerlerinden oluşan ve adaptif beklentileri temsil eden DLDOL(-1)'de meydana gelebilecek $\pm \% 1$ oranındaki bir değişim dolarizasyon değişkenini aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,30$ oranında değiştirmesi beklenmelidir. Dolarizasyon iki dönemlik gecikmesini temsil eden DLDOL(-2), hem istatistiksel olarak hem de iktisadi olarak anlamsız bulunmuştur. Dolarizasyonun 3 dönemlik gecikmesini temsil eden DLDOL(-3)'ün katsayısının olasılık değerinin $P=0,0218 < P=0,05$ olması dolayısıyla istatistiksel olarak anlamlı ve işaretinin pozitif olması dolayısıyla iktisadi olarak anlamlı bulunmuştur. Buna göre, dolarizasyonun 3 dönem öncesi değerlerinden oluşan beklentilerde meydana gelebilecek $\pm \% 1$ oranındaki bir değişim dolarizasyon değişkenini cari dönemde aynı yönlü ve doğrusal olarak $\pm \% 0,16$ oranında değiştirmesi beklenmelidir.

Tahmin modelinin dolarizasyondaki değişimleri açıklama gücü $R^2=0,45$ yani $\% 45$ 'dir. Dolarizasyondaki değişmelerin $\% 55$ ' lik kısmı modele katılmayan değişkenler tarafından veya diğer anlatımla hata terimleri tarafından belirlenmektedir. Ayrıca, F-İstatistik değeri 19.09706'nın olasılık değeri $P=0,00000 < 0,05$ olması dolayısıyla model, istatistiksel olarak anlamlı bulunmaktadır.

4.5. Değişkenler Arasındaki Nedensellik İlişkilerinin Granger Nedensellik Testi Yöntemiyle Test Edilmesi

Değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerini belirlemede korelasyon katsayıları dikkate alınmasına karşın, nedenselliğin yönünü belirlemede Granger nedensellik testinden yararlanılmaktadır. Değişkenler arasındaki nedenselliklerin belirlenmesinde gerekli olan ardışık gecikme uzunluklarını dikkate alan tahmin modelleri ve tahmin modellerine ait program çıktılarından yararlanılarak hazırlanan Granger nedensellik testlerine ait örnek program çıktısı EK-7 'de sunulmuş olup ve uygulama sonuçları Tablo 16'daki gibidir:

Tablo 16 : Granger Nedensellik Sonuçları Özet Tablosu

| Nedensellik Yönü | Olasılık Değeri | Sonuç |
|----------------------------------|-----------------|------------------------|
| LTEFE \nrightarrow LDOL | 0.66999 | Nedensellik Yok |
| LDOL \nrightarrow LTEFE | 0.40502 | Nedensellik Yok |
| LUSD \Rightarrow LDOL | 0.00306 | Nedensellik var |
| LDOL \Rightarrow LUSD | 0,02547 | Nedensellik var |
| LEURO \Rightarrow LDOL | 0.00000 | Nedensellik var |
| LDOL \nrightarrow LEURO | 0.82081 | Nedensellik yok |
| LTEFE \nrightarrow LUSD | 0.92907 | Nedensellik yok |
| LUSD \Rightarrow LTEFE | 0.00138 | Nedensellik var |
| LTEFE \Rightarrow LEURO | 0.02006 | Nedensellik var |
| LEURO \Rightarrow LTEFE | 0.00009 | Nedensellik var |
| (LTEFE-LUSD) \Rightarrow LDOL | 0.00110 | Nedensellik var |
| (LTEFE-LDOL) \Rightarrow LUSD | 0.04032 | Nedensellik var |
| (LTEFE-LEURO) \Rightarrow LDOL | 0.04006 | Nedensellik var |
| (LTEFE-LDOL) \Rightarrow LEURO | 0.03933 | Nedensellik var |

\Rightarrow işareti tek yönlü nedenselliği,

\Leftrightarrow işareti çift yönlü nedenselliği,

\nrightarrow işareti nedensel olmayan ilişkiyi sembolize etmektedir.

Tablo 16' da özetlendiği gibi $P=0,05$ olasılık koşulu altında,

1. LTEFE'den LDOL' e ve LDOL'den LTEFE'ye Granger anlamında nedensellik bulunmamaktadır.

2. Dolar değişkeni LUSD ile Dolarizasyon değişkeni LDOL arasında karşılıklı yani çift yönlü nedensellik bulunmaktadır.

3. Avro değişkenini temsil eden LEURO'dan LDOL'ya tek yönlü nedensellik bulunmasına karşılık LDOL'dan LEURO'ya doğru nedensellik bulunmamaktadır.

4. Enflasyonu temsil eden LTEFE değişkeninden LUSD'ye doğru nedensellik olmamasına karşılık LUSD'den LTEFE'ye doğru nedensellik bulunmaktadır.

5. LTEFE'den LEURO'ya ve LEURO'dan LTEFE' doğru nedensellik anlamında çift yönlü nedensellik yani etkileşim bulunmaktadır.

6. LTEFE ile LUSD deęişkenleri birlikte LDOL'yu etkilemelerine karşılık LTEFE ile LDOL da LUSD'yi etkilemektedir.

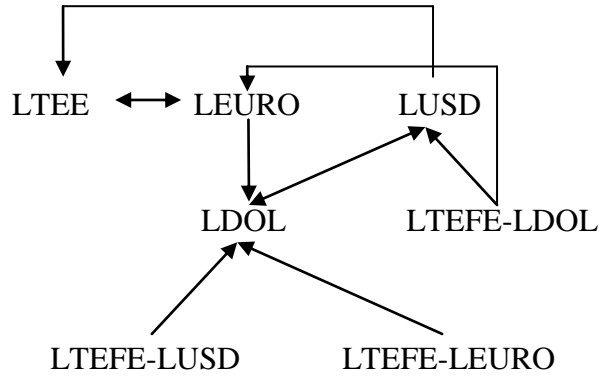
7. TEFEE ile LEURO birlikte LDOL'yu etkilemekte ve LTEFE ile LDOL'da LEURO'yu etkilemektedirler.

1999:01 ile 2011:06 dönemleri arasındaki verilere dayanarak yapılan nedensellik analizinde, dolarizasyonu temsil eden LDOL deęişkeni, Dolar kurunu temsil eden LUSD ve Avro kurunu temsil eden LEURO tarafından etkilenmekte ancak, enflasyonu temsil eden LTEFE deęişkeni tek başına LDOL'u etkileyememektedir. Bu sonuçlar, uygulama dönemi ekonomik şartlarıyla örtüşmektedir. Uygulama döneminde, enflasyon deęişkeni tek haneli olarak deęişerek seyretmektedir. Dolarizasyon sürecinde olgunun oluşması için enflasyonun yüksek ve oynak olması gerekir.

LTEFE ile LUSD ikili deęişkenleri, LDOL'yu etkileyebilmektedir. Bu etkileşimde Dolar kurunun daha etkin olduğu söylenebilir. Yukarıdaki nedensellik sonuçlarına göre, enflasyon, dolarizasyonu ve Dolar kurunu tek başına etkileyememektedir. Ancak, Dolar kuru, hem enflasyonu hem de dolarizasyonu etkilemektedir. Buna karşılık, enflasyon ve Dolar birlikte dolarizasyonu etkilemektedir. Bu sonuç, uygulama dönemi dikkate alındığı zaman iktisadi açıdan anlamlı bulunmaktadır. Çünkü uygulama döneminde enflasyon tek haneli olarak deęişerek seyretmektedir.

LTEFE ile LEURO ikili deęişkenleri dolarizasyon deęişkenini birlikte etkileyebilmektedir. Enflasyondan Euro'ya ve Euro'dan enflasyona doğru çift yönlü etkileşim söz konusu olduğu için her iki deęişkenin birlikte dolarizasyonu etkilemesi iktisadi açıdan anlamlı bulunmaktadır. Yukarıdaki nedensellik tablosundan gözlenebileceği gibi Euro, uygulama döneminde hem dolarizasyonu hem de enflasyonu ve Dolar kurunu etkilemektedir. Bu açıklamalara ek olarak deęişkenler arasındaki nedensellik mekanizmasını gösteren Şekil 3, aşağıda sunulmaktadır.

Şekil 3 : Granger Nedensellik Çizelgesi



4.6. Dolarizasyon Değişkeni İle Seçilen İktisadi Değişkenler Arasındaki Uzun Dönemli İlişkilerin Koentegrasyon Yöntemiyle Test Edilmesi

Bu kısımda, Dolarizasyon değişkeni LDOL'nun diğer iktisadi değişkenlerden LTFE, LUSD ve LEURO ile uzun dönemli ilişkileri hem Engle-Granger hem de Johansen yöntemiyle ikişerli olarak, LDOL'nun LTFE-LUSD ve LTFE-LEURO ile üçerli olarak sadece Johansen yöntemiyle tahmin edilecektir. Uzun dönemli duyarlılıkların tahmininden sonra hata düzeltme modelinin etkin olup olmadığı belirlenecektir.

4.6.1. Engle-Granger Yöntemine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Enflasyon Değişkeni LTFE Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi

Değişkenler arasındaki uzun vadeli birlikteliğin test edilmesinde Engle-Granger Eşbütünleşme tekniğinden yararlanılmaktadır. Bu teknik uygulanırken izlenen adımlar şöyledir: Öncelikle seriler $\sim I(1)$, yani birinci farklarında durağan bulunması gerekir. Kullanmış olduğumuz seriler daha önce yaptığımız birimkök test sonuçlarına göre birinci farklarında durağan bulunmuşlardı. Bundan sonraki adım, Değişkenlerin düzey değerleri ile regresyona koşulmasıdır. Değişkenlerin düzey değerlerine ilişkin regresyon LTFE C TREND modeli tahmin edildikten sonraki adım, Regresyon tahmin çıktısı EK-8' de sunulmuştur. Regresyon tahmininden elde edilecek hata terimlerinin durağanlık durumuna bakmak olacaktır. Eğer hata terimleri serisi, düzey durumunda durağan bulunursa LDOL serisi ile LTFE serisinin eşbütünleşik olduğuna karar verilebilir. Tahmin edilen

regresyondan elde edilen hata terimleri sabitsiz ve trendsiz olarak ADF testine tabi tutulduktan sonra, ADF testinden elde edilen t-istatistiği, Engle-Yoo tablo kritik değeri ile karşılaştırılarak karar verilecektir. Engle-Granger testi için tahmin edilen model ve hata terimleri ADF testi sonuçları EK-9’ da sunulmuştur. Bundan sonraki karar süreci aşağıdaki gibidir:

Tablo 17 : ADF - (Engle-Yoo) Kritik Değer Karşılaştırması

| ADF Test İstatistiği | -2.601925 | Sonuç (P=0,05) |
|---|--|-------------------|
| Engle-Yoo Kritik Değerleri* 100 gözlem için | % 1 Level -3.73 % 5 Level -3.17 % 10 Level -2.91 | Eşbütünleşme Yok |
| Engle-Yoo Kritik Değerleri* 200 gözlem için | % 1 Level -3.78 % 5 Level -3.25 % 10 Level -2.98 | Eşbütünleşme Yok |

Kaynak: Engle-Yoo,1987:158 Table 3

ADF Test İstatistiği değeri 0,05 anlamlılık düzeyinde hesaplanan t-Statistiğinin mutlak değeri | -2.601925 | , Engle-Yoo tablo kritik değeri |-3.17|’ den veya |-3.25|’ den küçük olduğundan hata terimleri serisinin durağan olmadığı belirlenmektedir. Hata terimleri durağan çıkmadıkları için hata düzeltme modeli tahmin edilmemektedir. Buna göre, LDOL ile LTEFE arasında koentegrasyon ilişkisinin bulunmadığına karar verilmektedir. LDOL ile TEFE arasındaki eşbütünleşmenin olmaması nedensellik sonuçlarıyla uyusmaktadır. Bu iki iktisadi değişken aynı yönlü ve birlikte davranmadıkları sonucuna ulaşılmaktadır. Bu sonuç, uygulama dönemi ekonomik şartlarıyla uyusmaktadır. Bunun anlamı, düzey değerlerinde durağan olmayan seriler uzun dönemde paralel seyretmemektedirler (Çakmur Yıldıztan, 2010: 266).

4.6.2. Johansen Yöntemine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Enflasyon Değişkeni LTEFE Arasındaki Eşbütünleşmeyi Test Edilmesi

LDOL ile LTEFE değişkeni arasındaki koentegrasyon ilişkisinin johansen yöntemiyle testi için AIC’ye göre VAR yöntemiyle hesaplanan gecikme uzunluğu 12 aylık gecikme esasına göre 3 olarak bulunmuştur. Bununla ilgili tahmin tablosu EK-10’da

sunulmuştur. Johansen yöntemiyle test yapılırken uzun vadede sabitli ve trendli olarak yani e-views programında 4. spesifikasyon seçilerek tahmin gerçekleştirilmiştir. Test edilecek modelde gecikme aralığı (lag intervals) 1 ile 3 arasında alınmıştır. Buna göre 0,05 olasılık düzeyine göre yapılacak olan test için kurulan hipotezler aşağıda ve program çıktısı aşağıda EK-11’ de, program çıktısından yararlanarak iz ve maksimum özdeğer istatistikleri verileri düzenlenerek aşağıda tablo 18’ de sunulmuştur:

Ho: $r=0$ (Koentegrasyon ilişkisi yoktur.)

H₁ : $r \geq 1$ (Koentegrasyon ilişkisi vardır.)

Tablo 18 : Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LTEFE

| Kısıtlanmamış İz ve Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | | | |
|--|-----------------------------|---|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| Seriler : LDOL-LTEFE | | | | | |
| Trend varsayımı: Deterministik Trend Var | | | | | |
| Gecikme Aralığı: 1'e 3 | | | | | |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | İz İstatistiği (Trace Statistic) | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: $r = 0$ H₁: $r \geq 1$ | 0.160964 | 33.46213* | 25.87211 | 0.0047 | eşbütünleşme var |
| Ho: $r \leq 1$ H ₁ : $r \geq 2$ | 0.052275 | 7.838828 | 12.51798 | 0.2651 | eşbütünleşme yok |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | Maksimum Özdeğer İstatistiği | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: $r = 0$ H₁ : $r = 1$ | 0.160964 | 25.62330* | 19.38704 | 0.0054 | eşbütünleşme var |
| Ho: $r \leq 1$ H ₁ : $r = 2$ | 0.052275 | 7.838828 | 12.51798 | 0.2651 | eşbütünleşme yok |
| r: Koentegre vektör sayısı *: % 5 düzeyinde anlamlı koentegre vektör sayısı | | | | | |

İz istatistiği ve maksimum öz değer istatistiklerine ait değerler, % 5 anlamlılık düzeyi kritik değerlerinden büyük olduğu için Ho: $r=0$ hipotezine karşılık H₁: $r=1$ alternatif hipotezi kabul edilerek değişkenlerin koentegre olduğuna karar verilir. Buna göre, P=0,05 anlamlılık düzeyinde 1 adet koentegrasyon vektörü bulunmaktadır. Koentegrasyon vektörüne ait normalleştirilmemiş ve normalleştirilmiş katsayılar ait değerler 19 numaralı tabloda görüldüğü gibidir:

Tablo 19 : Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri

| | LDOL | LTEFE | TREND |
|-------------------------------------|----------------------|------------------------|----------------------|
| Normalleştirilmemiş Katsayılar | 7.749601 12.07460 | -4.913780 -1.427080 | 0.069607 0.078001 |
| LDOL MODELİ | | | |
| | LDOL | LTEFE | TREND |
| Normalleştirilmiş Katsayılar | 1.000000 | -0.634069 | 0.008982 |
| Standart Hata | | (0.11337) | (0.00148) |

Normalleştirme işlemi LDOL üzerinden yapıldığından LDOL modeline göre normalleştirilmiş katsayılar kullanılarak uzun dönem ilişkisinin gösteren eştümleştirici model aşağıdaki gibi düzenlenmiştir.

$$\text{LDOL}_t = 0.008982 * \text{TREND} - 0.634069 \text{ LTEFE}$$

t-İstatistiği (0.00148) (0.11337)

Normalleştirilmiş katsayılar uzun dönemli eştümleştirici ilişkiyi gösterdiği gibi aynı zamanda uzun dönem esneklikleri de göstermektedir. Yukarıdaki tümlleştirici modele göre dolarizasyon değişkeni LDOL ile enflasyon değişkeni LTEFE arasında uzun dönemde negatif ve doğrusal bir ilişki bulunmaktadır. TEFE değişkeninde meydana gelebilecek % 1 lik bir artış dolarizasyon değişkeni LDOL'da % 0,63 oranında bir azalışa sebep olurken, TEFE'de meydana gelebilecek % 1 lik bir azalma ise LDOL'da % 0,63 oranında bir artışa sebep olabilecektir. Kısa dönem esnekliği % 0.44 gibi 1'den küçük olmasına karşın uzun dönemde dolarizasyon değişkeninin TEFE'deki % 1'lik değişmelere karşı esnekliği % 0,63 gibi 1'den küçük bulunmuştur. Yukarıdaki modelde dengeden sapmayı gösteren hata düzeltme terimi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\epsilon_{\text{LDOL}_{t-1}} = \text{LDOL}_{t-1} + 0.008982 * \text{TREND} - 0.634069 \text{ LTEFE}$$

Bundan sonra yapılması gereken değişkenler arasındaki kısa vadeli ilişkilerin testi için değişkenleri hata düzeltme modelinde (VECM) 'de test etmektir. Hata düzeltme modelinde, değişkenler, durağan oldukları düzeyde yani $\sim I(1)$ halleri ile tahmin edilecektir. Hata düzeltme modeli ile değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler araştırılmaktadır. Vektör hata düzeltme modelinde uzun dönemde ortaya çıkabilecek bir sapmanın

düzeltilme olanağı sunulmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010: 523). Hata düzeltme modeline ilişkin program çıktısı EK-12’ de ve çıktı üzerinden hazırlanan uzun dönem katsayılar tablosu aşağıda sunulmaktadır.

Tablo 20 : DLDOL-DLTEFE Modeli İçin Uyarlama Katsayıları

| | DLDOL | DLTEFE |
|---|--------------|---------------|
| λ Uyarlama Kat Sayısı | -0.784616 | -0.087710 |
| Standart Hata | (0.13059) | (0.08217) |
| t-istatistiği | [-6.00816] | [-1.06738] |

Tablo 20’ deki uyarlama katsayıları beklendiği gibi işaretleri negatif bulunmuştur. Bu katsayılar serilerin durağan olmamasından kaynaklanan kısa dönem sapmalarının bir dönem sonrasında dengeye gelme hızını belirtmektedir. Buna göre, dolarizasyon değişkeni DLDOL’da oluşacak dengesizliğin % 78’i bir sonraki dönemde düzeltilerek uzun dönemde dengeye doğru yaklaşmaktadır. Aynı şekilde enflasyon değişkeni DLTEFE’de kısa dönemde meydana gelebilecek sapma bir dönem sonrasında % 8 oranında düzeltilerek uzun dönem dengesine yaklaşmaktadır.

4.6.3. Engle-Granger Tekniğine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Dolar Kuru Değişkeni LUSD Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi

LDOL ile LUSD değişkeni arasındaki uzun vadeli birlikteliğin olup olmadığının test edilmesinde Engle-Granger Eşbütünleşme tekniğinden yararlanılmaktadır. Tekniğin uygulanmasında ilk olarak, birinci farklarında durağan olan değişkenler, düzey değerleri ile regresyona koşulmuştur. İkinci olarak, regresyon tahmin modelinden hata terimleri üretildikten sonra hata terimlerinin durağanlık durumuna bakılarak karar verilecektir. Eğer hata terimleri serisi düzey durumunda durağan bulunursa LDOL serisi ile LUSD serisinin eşbütünleşik olduğuna karar verilebilecektir.

Yukarıda belirtildiği gibi LDOL C TREND LUSD modeli regresyona koşulduktan sonra regresyondan elde edilen hata terimleri sabitsiz ve trendsiz olarak ADF testine tabi tutulmuştur. Tahmin çıktısı EK-13 ve hata terimleri ADF test çıktısı EK-14’ te sunulmuştur. Hata serisinin durağanlık analizinde elde edilen t-istatistiği değeri -2,664457

Engle-Yoo tablo kritik deęerleri ile karřılařtırıldıktan sonra serinin duraęanlıęına karar verilecektir. ADF test sonucu ile Engle-Yoo tablo kritik deęerleri ařaęıda sunulmuřtur:

Tablo 21 : ADF- (Engle-Yoo) Kritik Deęer Karřılařtırması

| ADF Test İstatistięi | -2.664457 | Sonuç (P=0,05) |
|---|--|-------------------|
| Engle-Yoo Kritik Deęerleri* 100 gözlem için | % 1 Level -3.73 % 5 Level -3.17 % 10 Level -2.91 | Eřbütünleřme Yok |
| Engle-Yoo Kritik Deęerleri* 200 gözlem için | % 1 Level -3.78 % 5 Level -3.25 % 10 Level -2.98 | Eřbütünleřme Yok |

Kaynak: Engle-Yoo,1987:158 Table 3

ADF Test İstatistięi deęeri 0,05 anlamlılık düzeyinde hesaplanan t-Statistięinin mutlak deęeri | -2.664457 | , Engle-Yoo tablo kritik deęeri |-3.17|’ den küçük veya 200 gözlem için tablo kritik deęeri|-3.25|’ den küçük olduęundan hata terimleri serisinin duraęan olmadıęı belirlenmektedir. Hata terimleri duraęan çıkmadıkları için hata düzeltme modeli tahmin edilmemektedir. Bu sonuca dayanarak LDOL ile LUSD arasında koentegrasyon iliřkisinin bulunmadıęına karar verilir. Bunun anlamı, düzey deęerlerinde duraęan olmayan seriler uzun dönemde paralel seyretmemektedirler ve regresyon denkleminde duraęan olmayan düzey deęerleri ile bulunmaları uygun deęildir (Çakmur Yıldıztan, 2010: 266).

4.6.4. Johansen Teknięine Göre Dolarizasyon Deęiřkeni LDOL ile LUSD Deęiřkeni Arasındaki Eřbütünleřmenin Test Edilmesi

LDOL ile LUSD deęiřkeni arasındaki koentegrasyon iliřkisinin Johansen yöntemiyle testi için AIC’ye göre VAR yöntemiyle hesaplanan gecikme uzunluęu 12 aylık gecikme aralıęında 4 olarak bulunmuřtur (EK-15). Johansen yöntemiyle tahmin yaparken uzun dönemde sabitli ve trenli, kısa dönemde sadece sabitli olan model kullanılarak tahmin gerçekteřtirilmiřtir. Tahmin edilecek model farklar cinsinden tanımlandıęı için, gecikme ararlıęı (lag intervals) 1 ile 4 arasında alınmıřtır. Johansen tahmini için program çıktıřı EK-16’ da sunulmuřtur. Buna göre 0,05 olasılık düzeyine göre yapılacak olan test için kurulan

hipotezler aşağıdaki gibi ve iz ve maksimum özdeğer istatistiklerini dikkate alarak hazırlanan sonuçlar Tablo 22’ de sunulmuştur:

Ho: $r=0$ (Koentegrasyon ilişkisi yoktur.)

H1. $r \geq 1$ (Koentegrasyon ilişkisi vardır.)

İz istatistiği ve maksimum öz değer istatistikleri değerleri, % 5 anlamlılık düzeyi kritik değerlerinden küçük olduğu için Ho: $r=0$ hipotezi kabul edilmiştir. Bunun anlamı dolarizasyon değişkenini temsil eden LDOL ile Dolar değişkenini temsil eden LUSD arasında % 5 anlamlılık düzeyinde uzun dönemli koentegrasyon ilişkisi bulunmamaktadır.

Tablo 22 : Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LUSD

| Kısıtlanmamış İz ve Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | | | |
|--|-------------------------|-------------------------------------|---------------------|---------------------|------------------|
| Seriler: LDOL-LUSD | | | | | |
| Trend varsayımı: Deterministik Trend Var | | | | | |
| Gecikme Aralığı: 1’e 4 | | | | | |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | İz İstatistiği (Trace Statistic) | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: $r = 0$ H1: $r \geq 1$ | 0.082563 | 18.58180 | 25.87211 | 0.3061 | Eşbütünleşme yok |
| Ho: $r \leq 1$ H1: $r \geq 2$ | 0.041110 | 6.087004 | 12.51798 | 0.4493 | |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | Maksimum Özdeğer İstatistiği | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: $r = 0$ H1: $r = 1$ | 0.082563 | 12.49479 | 19.38704 | 0.3705 | Eşbütünleşme yok |
| Ho: $r \leq 1$ H1 : $r = 2$ | 0.041110 | 6.087004 | 12.51798 | 0.4493 | |
| r: Koentegre vektör sayısı | | | | | |

Değişkenlerin uzun dönem elastikiyet katsayılarını gösteren tablo 23 aşağıdaki gibidir:

Tablo 23 : Eş Tümlerleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri

| | LDOL | LUSD | TREND |
|-------------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| Normalleştirilmemiş Katsayılar | -5.609998 | 4.512232 | -0.035105 |
| | -19.34655 | 4.587673 | -0.118901 |
| LDOL MODELİ | | | |
| | LDOL | LUSD | TREND |
| Normalleştirilmiş Katsayılar | 1.000000 | -0.804320 | 0.006258 |
| Standart Hata | | (0.18905) | (0.00164) |

Normalleştirme işlemi LDOL üzerinden yapıldığında LDOL modeline göre normalleştirilmiş katsayılar kullanılarak uzun dönem ilişkisinin gösteren eştümleştirici model şöyledir:

$$\text{LDOL}_t = 0.006258 * \text{TREND} - 0.804320 * \text{LUSD}$$

t-İstatistiği (0.00164) (0.18905)

Yukarıdaki modelde dengeden sapmayı gösteren hata düzeltme terimi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\varepsilon_{\text{LDOL}_{t-1}} = \text{LDOL}_{t-1} + 0.006258 * \text{TREND} - 0.804320 * \text{LUSD}$$

Değişkenler uzun dönemde koentegre olmadıkları için değişkenler için hata düzeltme modeli tahmin edilmemektedir.

4.6.5. Engle-Granger Tekniğine Göre Dolarizasyon Değişkeni LDOL ile Avro Kuru Değişkeni LEURO Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi

LDOL ile LEURO değişkeni arasındaki uzun vadeli birlikteliğin olup olmadığının test edilmesinde Engle-Granger Eşbütünleşme tekniğinden yararlanılmıştır. Tekniğin uygulanabilmesi için birinci farklarında durağan olan değişkenler öncelikle, düzey değerleri ile regresyona koşulmuştur (EK-17). Bir sonraki adım, regresyon tahmininden elde edilecek hata terimlerinin durağanlık durumuna bakmak olacaktır. Eğer hata terimleri

serisi düzey durumunda durağan bulunursa LDOL serisi ile LEURO serisinin eşbütünlük olduğuna karar verilebilir.

Yukarıdaki regresyondan elde edilen hata terimleri (RESİD), sabitsiz ve trendsiz olarak ADF testine tabi tulumuş olup hata terimleri ADF test istatistiği -2,146996 bulunup Engle-Yoo tablo kritik değeri ile karşılaştırıldıktan sonra karar verilecektir. Tahmin modeli ve ADF testi program çıktıları EK-18’ de durağanlık testi kritik değer karşılaştırma sonuçları Tablo 24’ te gösterilmektedir.

Tablo 24 : ADF- (Engle-Yoo) Kritik Değer Karşılaştırması

| ADF Test İstatistiği | -2.146996 | Sonuç (P=0,05) |
|---|--|-------------------|
| Engle-Yoo Kritik Değerleri* 100 gözlem için | % 1 Level -3.73 % 5 Level -3.17 % 10 Level -2.91 | Eşbütünlük Yok |
| Engle-Yoo Kritik Değerleri* 200 gözlem için | % 1 Level -3.78 % 5 Level -3.25 % 10 Level -2.98 | Eşbütünlük Yok |

Kaynak: Engle-Yoo, 1987: 158, Table 3

ADF Test İstatistiği değeri 0,05 anlamlılık düzeyinde hesaplanan t-Statistiğinin mutlak değeri | -2.664457 | , Engle-Yoo tablo kritik değeri |-3.17|’ den küçük veya 200 gözlem için tablo kritik değeri|-3.25|’ den küçük olduğundan hata terimleri serisinin durağan olmadığı belirlenmektedir. Hata terimleri durağan çıkmadıkları için hata düzeltme modeli tahmin edilmemektedir. Bu sonuca dayanarak LDOL ile LEURO arasında uzun dönemli koentegrasyon ilişkisinin bulunmadığına karar verilir. Bunun anlamı, düzey değerlerinde durağan olmayan seriler uzun dönemde paralel seyretmemektedirler ve regresyon denkleminde durağan olmayan düzey değerleri ile bulunmaları uygun değildir (Çakmur Yıldız, 2010: 266).

4.6.6. Johansen Tekniğine Göre LDOL ile LEURO Arasındaki Eşbütünleşmenin Test Edilmesi

LDOL ile LEURO değişkeni arasındaki koentegrasyon ilişkisinin johansen yöntemiyle testi için VAR yöntemiyle hesaplanan gecikme uzunluğu 12 aylık gecikme için göre AIC kriterine göre 4 olarak bulunup e-views program çıktısı EK-19' da sunulmuştur. Johansen yöntemiyle test yaparken uzun dönemde sabitli ve trendli olan model 4 ile tahmin edilecektir. Tahmin edilen modelde gecikme aralığı (lag intervals) 1 ile 4 arasında alınmıştır. Model için kurulan hipotezler aşağıdaki gibidir:

Ho: $r=0$ (Koentegrasyon ilişkisi yoktur.)

H₁: $r \geq 1$ (Koentegrasyon ilişkisi vardır.)

Tablo 25 : Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LEURO

| Kısıtlanmamış İz ve Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | | | |
|--|----------------------|----------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| Seriler: LDOL-LEURO | | | | | |
| Trend varsayımı: Deterministik Trend Var | | | | | |
| Gecikme Aralığı: 1'e 4 | | | | | |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | İz İstatistiği (Trace Statistic) | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: $r = 0$ H ₁ : $r \geq 1$ | 0.072486 | 17.55636 | 25.87211 | 0.3745 | Eşbütünleşme yok |
| Ho: $r \leq 1$ H ₁ : $r \geq 2$ | 0.044797 | 6.645489 | 12.51798 | 0.3829 | |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | Maksimum Özdeğer İstatistiği | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: $r = 0$ H ₁ : $r = 1$ | 0.072486 | 10.91087 | 19.38704 | 0.5225 | Eşbütünleşme yok |
| Ho: $r \leq 1$ H ₁ : $r = 2$ | 0.044797 | 6.645489 | 12.51798 | 0.3829 | |
| r: Koentegre vektör sayısı | | | | | |

Buna göre 0,05 olasılık düzeyine göre yapılan testin program çıktısı EK-20' de ve program çıktısından yararlanarak hazırlanan iz ve maksimum özdeğer istatistiklerini

gösteren 25 numaralı tablo yukarıda sunulmuştur. İz istatistiği ve maksimum öz değer istatistikleri, % 5 anlamlılık düzeyinde tablo kritik değerlerinden küçük olduğu için $H_0: r=0$ hipotezi kabul edilmiştir. Bunun anlamı dolarizasyon değişkenini uzun dönemde Avro kuru ile % 5 anlamlılık düzeyinde koentegre bulunmamıştır. Değişkenlere ait uzun dönem elastikiyetlerini gösteren Tablo 26 aşağıdaki gibidir:

Tablo 26 : Eş Tümlerici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri

| | LDOL | LEURO | TREND |
|-------------------------------------|-----------|-----------|-----------|
| Normalleştirilmemiş Katsayılar | -4.874290 | 4.050783 | -0.041630 |
| | -14.47007 | 2.395221 | -0.085897 |
| LDOL MODELİ | | | |
| | LDOL | LEURO | TREND |
| Normalleştirilmiş Katsayılar | 1.000000 | -0.831051 | 0.008541 |
| Standart Hata | | (0.24237) | (0.00270) |

Normalleştirme işlemi LDOL üzerinden yapıldığında LDOL modeline göre normalleştirilmiş katsayılar kullanılarak uzun dönem ilişkisinin gösteren eştümleyici model aşağıdaki gibi olur.

$$LDOL_t = 0.008541 * TREND - 0.831051 * LEURO$$

$$t\text{-İstatistiği} \quad (0.00164) \quad (0.18905)$$

Yukarıdaki modelde dengeden sapmayı gösteren hata düzeltme terimi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\varepsilon_{LDOL,t-1} = LDOL_{t-1} + 0.008541 * TREND - 0.831051 * LEURO$$

Dolarizasyon değişkeni ile Avro kuru değişkeni koentegre olmadıkları için değişkenler için hata düzeltme mekanizması tahmin edilmemektedir.

4.6.7. Johansen Tekniğine Göre LDOL İle LTEFE-LUSD Arasındaki Koentegrasyonun İlişkinin Test Edilmesi

Uzun dönemli eşbütünleşme tahmin edilmeden önce VAR yöntemiyle optimal gecikme uzunluğu AIC kriterine göre 3 olarak belirlenmiş ve program çıktısı EK-21’ de sunulmuştur. Bundan sonra değişkenler arasındaki ilişkiler Johansen tekniği ile tahmin edilmiş ve Johansen koentegrasyon tahmin çıktısı EK-22’ de ve tahmin çıktısından elde edilen sonuçlar Tablo 27’de sunulmuştur:

Tablo 27 : Johansen Koentegrasyon Testi Sonuçları LDOL-LTEFE-LUSD

| Kısıtlanmamış İz ve Maksimum Özdeğer İstatistiği | | | | | |
|--|----------------------|----------------------------------|------------------|------------------|-------------------------|
| Seriler: LDOL-LTEFE-LUSD | | | | | |
| Trend varsayımı: Deterministik Trend Var | | | | | |
| Gecikme Aralığı: 1’e 3 | | | | | |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | İz İstatistiği (Trace Statistic) | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: r = 0 H1: r ≥ 1 | 0.173017 | 47.04838* | 42.91525 | 0.0183 | Eşbütünleşme var |
| Ho: r ≤ 1 H1: r ≥ 2 | 0.084294 | 19.46182 | 25.87211 | 0.2627 | eşbütünleşme yok |
| Ho: r ≤ 2 H1: r ≥ 3 | 0.044299 | 7.381715 | 12.51798 | 0.3864 | eşbütünleşme yok |
| Hipotez | Özdeğer (Eigenvalue) | Maksimum Özdeğer İstatistiği | % 5 Kritik Değer | Olasılık (Prob.) | Sonuç |
| Ho: r = 0 H1 : r = 1 | 0.173017 | 27.73577* | 25.82321 | 0.0277 | eşbütünleşme var |
| Ho: r ≤ 1 H1: r = 2 | 0.084294 | 12.69735 | 19.38704 | 0.3580 | eşbütünleşme yok |
| Ho: r ≤ 2 H1: r = 3 | 0.044299 | 6.615264 | 12.51798 | 0.3864 | eşbütünleşme yok |
| r: Koentegre vektör sayısı *: % 5 Anlam düzeyinde koentegre vektör sayısı | | | | | |

Tablo 27’den görüldüğü gibi iz istatistiği ve maksimum öz değer istatistikleri değerleri % 5 anlamlılık düzeyi kritik değerlerinden büyük olduğu için Ho: r=0 hipotezine karşılık H1: r=1 alternatif hipotezi kabul edilerek değişkenlerin eştümleşik olduğuna karar

verilecektir. Buna göre P=0,05 anlamlılık düzeyinde dolarizasyon değişkeni LDOL ile enflasyon değişkeni LTEFE ve Dolar kuru değişkeni LUSD arasında 1 adet koentegrasyon vektörü bulunmaktadır. Koentegrasyon vektörüne ait normleştirilmemiş ve normleştirilmiş katsayılara ait değerler Tablo 28'deki gibidir.

Tablo 28 : Eş Tümlerleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri

| | LDOL | LTEFE | LUSD | TREND |
|-------------------------------------|-------------|--------------|-------------|--------------|
| Normleştirilmemiş Katsayılar | 1.032569 | -7.921649 | 4.307460 | 0.050858 |
| | 18.88013 | 8.008778 | -12.68544 | 0.056937 |
| | -10.10391 | 2.649399 | -1.821223 | -0.069534 |
| LDOL MODELİ | | | | |
| 1. Koentegrasyon | LDOL | LTEFE | LUSD | TREND |
| Normleştirilmiş Katsayılar | 1.000000 | -7.671789 | 4.171597 | 0.049254 |
| Standart Hata | | (2.22261) | (1.75213) | (0.01809) |

Normleştirme işlemi LDOL üzerinden yapıldığında, LDOL modeline göre normleştirilmiş katsayılar kullanılarak uzun dönem ilişkisinin gösteren eştümleştirici model aşağıdaki gibi olmaktadır.

$$LDOL_t = 0.049254 * TREND - 7.671789 * LTEFE + 4.171597 * LUSD$$

t-İstatistiği (0.01809) (2.22261) (1.75213)

Normleştirilmiş katsayılar uzun dönemli eştümleştirici ilişkiyi gösterdiği gibi uzun dönem esnekliklerini de göstermektedir. Yukarıdaki eştümleştirici modele göre dolarizasyon değişkeni LDOL ile enflasyon değişkeni LTEFE arasında uzun dönemde negatif ve doğrusal bir ilişki belirlenmiştir. Sonuç istatistiki olarak anlamlı olmasına karşılık katsayının işaretinin negatif olması beklentilerle uyuşmamıştır. Ancak, dolarizasyon değişkeni LDOL ile dolar kuru değişkeni LUSD arasında uzun dönemde pozitif ve doğrusal bir ilişki belirlenmiştir.

LTEFE'de meydana gelebilecek % 1'lik artış, dolarizasyon değişkeni LDOL'da uzun dönemde % 7,67 oranında azalışa sebep olurken, LTEFE'de meydana gelebilecek % 1 lik bir azalma ise LDOL'da uzun dönemde % 7,67 oranında bir artışa sebep olabilecektir.

Bu durum teorik beklentilerle uyuşmamaktadır. Bunun yanında LUSD değişkeninde meydana gelebilecek % 1 lik bir artış LDOL'da uzun dönemde % 4,17 gibi artışa sebep olurken LUSD de meydana gelebilecek % 1'lik azalışa LDOL değişkeninin uzun dönemde tepkisi azalış yönünde % 4,17 büyüklüğünde olabilecektir. Dolarizasyon değişkeni LDOL'nun enflasyon değişkeni LTEFE'deki değişimlere karşı esnekliği kısa dönem için % 0,25 ve dolar kuru LUSD'deki değişimlere karşı esnekliği ise % 0,18 şeklinde bulunmuştu. Yukarıdaki modele dayanarak dengeden sapmayı gösteren hata düzeltme terimi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\varepsilon_{LDOL,t-1} = LDOL_{t-1} + 0.049254 * TREND - 7.671789 * LTEFE + 4.171597 * LUSD$$

Bundan sonra yapılması gereken değişkenleri durağan oldukları düzeyde yani $\sim I(1)$, halleri ile hata düzeltme modelinde tahmin etmektir. Hata düzeltme modeline ilişkin program çıktısı EK-23' te ve program çıktısı değerlerinden yararlanılarak düzenlenen uyarlama katsayılarını gösteren Tablo 29, aşağıda sunulmuştur:

Tablo 29 : LDOL-LTEFE-LUSD Modeli İçin Uyarlama Katsayıları

| | DLDOL | DLTEFE | DLUSD |
|---|------------------|-----------------|------------------|
| λ Uyarlama Kat Sayısı | -0.822017 | 0.017827 | -0.743875 |
| Standart Hata | (0.13186) | (0.08437) | (0.28141) |
| t-istatistiği | [-6.23404] | [0.21130] | [2.64336] |

Tablo 29' daki sonuçlara göre, DLDOL'un uyarlama katsayısının işareti negatif, DLTEFE'nin pozitif ve DLUSD ise negatif bulunmuştur. Bu katsayılardan işareti negatif olanlar kısa dönem sapmalarının bir dönem sonrasında dengeye gelme hızını ve işareti pozitif olanları ise dengeden uzaklaşma hızını belirtmektedir. Buna göre, DLDOL'da kısa dönemde meydana gelebilecek % 1 oranındaki bir sapmanın % 0,82' lik kısmı bir dönem sonra düzelterek dengeye doğru yaklaşmaktadır. Buna karşılık DLTEFE'de meydana gelebilecek % 1'lik bir sapma bir sonraki dönemde % 0,18 oranında saptmaya neden olarak uzun dönemde dengeden uzaklaşmaktadır. DLUSD'de meydana gelebilecek % 1' lik bir sapma bir sonraki dönemde % 74 oranında düzelterek uzun dönemde dengeye yaklaşmaktadır.

4.6.8. Johansen Tekniđi ile LDOL İle LTEFE-LEURO Arasındaki Koentegrasyonun İliřkisinin Tahmin Edilmesi

Uzun dđnemli eřbütünleřme tahmin edilmeden nce VAR yntemiyle optimal gecikme uzunluđu belirlendikten sonra deđiřkenler logaritmik dzey deđerleriyle Johansen tekniđi ile tahmin edilmektedir. VAR yntemiyle belirlenen optimal gecikme uzunluđu 4 olup program ıktısı EK-24' te sunulmuřtur. Bundan sonraki ařama Johansen tahminini gerekleřtirmektedir. Johansen test tekniđine ait program ıktısı EK-25' te sunulup ıktı verilerinden yararlanılarak oluřturulan Tablo 30, ařađıdaki gibi dzenlenmiřtir.

Tablo 30 : Johansen Koentegrasyon Testi Sonuları LDOL-LTEFE-LEURO

| Kısıtlanmamıř İz ve Maksimum zdeđer İstatistiđi | | | | | |
|--|----------------------|----------------------------------|------------------|------------------|------------------|
| Seriler: LDOL-LTEFE-LEURO | | | | | |
| Trend varsayımı: Deterministik Trend Var | | | | | |
| Gecikme Aralıđı: 1'e 4 | | | | | |
| Hipotez | zdeđer (Eigenvalue) | İz İstatistiđi (Trace Statistic) | % 5 Kritik Deđer | Olasılık (Prob.) | Sonu |
| Ho: r = 0 Hı: r ≥ 1 | 0.144036 | 44.47697* | 42.91525 | 0.0346 | eřbütünleřme var |
| Ho: r ≤ 1 Hı: r ≥ 2 | 0.094654 | 21.93555 | 25.87211 | 0.1434 | eřbütünleřme yok |
| Ho: r ≤ 2 Hı: r ≥ 3 | 0.050455 | 7.506980 | 12.51798 | 0.2946 | eřbütünleřme yok |
| Hipotez | zdeđer (Eigenvalue) | Maksimum zdeđer İstatistiđi | % 5 Kritik Deđer | Olasılık (Prob.) | Sonu |
| Ho: r = 0 Hı : r = 1 | 0.144036 | 22.55142 | 25.82321 | 0.1276 | eřbütünleřme yok |
| Ho: r ≤ 1 Hı: r = 2 | 0.094654 | 14.41857 | 19.38704 | 0.2273 | eřbütünleřme yok |
| Ho: r ≤ 2 Hı: r = 3 | 0.050455 | 7.506980 | 12.51798 | 0.2946 | eřbütünleřme yok |
| r: Koentegre vektr sayısı *: % 5 anlam dzeyinde koentegre vektr sayısı | | | | | |

Yukarıda Tablo 30'dan grleceđi gibi iz istatistiđine gre deđiřkenler arasında bir adet koentegrasyon vektr hesaplanırken maksimum zdeđer istatistiđine gre

değişkenler arasında uzun dönemli ilişkiyi gösteren koentegrasyon vektörü bulunmamaktadır. P=0,05 anlamlılık düzeyinde iz istatistiği değeri 44.47697 tablo kritik değeri 42.91525 'den büyük olduğu için değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme vektörünün olduğuna karar verilmektedir. Ancak, maksimum özdeğer istatistiği 22.55142 değeri P=0,05 anlamlılık düzeyinde tablo kritik değeri 25.82321'den küçük olduğu için değişkenler arasında uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisinin olmadığına karar verilebilir.

İz istatistiğine göre, % 5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında eşbütünleşmenin olduğuna karar vererek analize devam edersek Ho: r=0 hipotezine karşılık H1: r=1 alternatif hipotezi kabul edilerek değişkenlerin eşbütünleşik olduğu ve dolarizasyon değişkeni LDOL ile enflasyon değişkeni LTEFE ve Avro kuru değişkeni LEURO arasında 1 adet koentegrasyon vektörü bulunduğu sonucuna varılabilir. Koentegrasyon vektörüne ait normleştirilmemiş ve normleştirilmiş katsayılara ait değerler, Tablo 31'de görüldüğü gibidir.

Tablo 31 : : Eş Tümlleştirici Katsayılar Uzun Dönem Elastikiyetleri

| | LDOL | LTEFE | LEURO | TREND |
|-----------------------------------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| Normleştirilmemiş Katsayılar | 9.309298 | -4.250360 | -1.439726 | 0.079072 |
| | -7.488443 | -18.99434 | 18.74152 | 0.032306 |
| | -11.71504 | 0.280402 | 0.474329 | -0.062838 |
| LDOL MODELİ | | | | |
| | LDOL | LTEFE | LEURO | TREND |
| Normleştirilmiş Katsayılar | 1.000000 | -0.456571 | -0.154655 | 0.008494 |
| Standart Hata | | (0.43598) | (0.37322) | (0.00226) |

Normleştirme işlemi LDOL üzerinden yapıldığında LDOL modeline göre normleştirilmiş katsayılar kullanılarak uzun dönem ilişkisinin gösteren eştümlleştirici model aşağıdaki gibidir:

$$LDOL_t = 0.008494 * TREND - 0.456571 * LTEFE - 0.154655 * LEURO$$

t-İstatistiği (0.00226) (0.43598) (0.37322)

Normalleştirilmiş katsayılar uzun dönemli eştümleştirici ilişkiyi gösterdiği gibi uzun dönem esnekliklerini de göstermektedir. Yukarıdaki tümleştirici modele göre dolarizasyon değişkeni LDOL ile enflasyon değişkeni LTEFE ve Avro kuru değişkeni LEURO arasında uzun dönemde negatif ve doğrusal bir ilişki bulunmaktadır. Enflasyon ve Avro kurunun değişkenlerinin işaretlerinin negatif olması beklenenin aksi yönde çıkmıştır.

LTEFE değişkeninde meydana gelebilecek % 1'lik artış, dolarizasyon değişkeni LDOL'da uzun dönemde % 0,46 oranında azalışa sebep olurken, LTEFE'de meydana gelebilecek % 1 lik bir azalma ise LDOL'da uzun dönemde % 0,46 oranında bir artışa sebep olabilecektir. Bunun yanında LEURO değişkeninde meydana gelebilecek % 1 lik bir artış LDOL'da uzun dönemde % 0,37 gibi artışa sebep olurken LEURO'da meydana gelebilecek % 1'lik azalışa LDOL değişkeninin uzun dönemde tepkisi artış yönünde % 0,37 büyüklüğünde olabilecektir.

DLDOL değişkeninin DLTEFE ve DLEURO değişkenlerindeki değişmelere karşı esnekliklerinin tahmin edildiği ortak modele göre hesaplanan kısa dönemlik esneklik değerleri şöyledir: Dolarizasyon değişkeni LDOL'nun enflasyon değişkeni LTEFE'deki değişmelere karşı esnekliği kısa dönem için % 1lik değişmeye karşılık % 0,12 ve anlamsız olmasına karşılık Avro kuru LEURO'daki değişmelere karşı esnekliği ise % 0,24 şeklinde ve anlamlı bulunmuştur. Yukarıdaki modele dayanarak dengeden sapmayı gösteren hata düzeltme terimi aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$\varepsilon_{LDOL,t-1} = LDOL_{t-1} + 0.008494 * TREND - 0.456571 * LTEFE - 0.154655 * LEURO$$

Bundan sonra yapılması gereken değişkenler arasındaki kısa vadeli ilişkilerin testi için değişkenleri hata düzeltme modelinde test etmektir. Hata düzeltme modelinde, değişkenler durağan oldukları düzeyde yani $\sim I(1)$, halleri ile hata düzeltme modelinde tahmin edilmesidir. Hata düzeltme modeli ile değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiler araştırılmaktadır. Hata düzeltme modeli Program çıktısından (EK-26) yararlanılarak uzun dönem uyarılama katsayılarına ilişkin düzenlenen Tablo 32, aşağıdaki gibidir.

Tablo 32 : LDOL-LTEFE-LEURO Modeli İçin Uyarlama Katsayıları

| | DLDOL | DLTEFE | DLEURO |
|------------------------------|------------------|------------------|-----------------|
| λ Uyarlama Kat Sayısı | -0.258698 | -0.171451 | 0.499566 |
| Standart Hata | (0.10027) | (0.05245) | (0.20566) |
| t-istatistiği | [-2.58009] | [-3.26914] | [2.42913] |

Tablo 32’ deki uyarlama katsayıların işaretleri DLDOL negatif, DLTEFE negatif ve DLEURO ise pozitif bulunmuştur. Bu katsayılar, serilerin durağan olmamasından kaynaklanan kısa dönem sapmalarının, bir dönem sonrasında, işareti negatif olanlar için dengeye gelme hızını ve işareti pozitif olanlar ise dengeden uzaklaşma hızını belirtmektedir.

HDM’ ye göre, dolarizasyon değişkeni DLDOL’da oluşacak % 1’ lik bir sapmanın % 25’lik kısmı bir sonraki dönemde düzelerek uzun dönemde dengeye doğru yaklaşmaktadır. Enflasyonu temsil eden DLTEFE’de kısa dönemde meydana gelebilecek % 1’ lik bir sapma ise bir sonraki dönemde % 17 oranında düzelerek uzun dönemde dengeye yaklaşmaktadır. Buna karşılık, Avro kuru değişkeni DLEURO’nu katsayısının işaretinin negatif olması teorik beklentilerle uyuşmamaktadır. HDM test sonuçlarına göre kısa dönemde meydana gelebilecek bir sapma bir sonraki dönemde aynı yönde yaklaşık % 50 oranında bir sapmaya neden olarak uzun dönemde dengeden uzaklaşmaktadır. Bu durum, dolarizasyon değişkeni ile Euro değişkeninin uzun dönemde koentegre olmadıkları ve paralel seyir izlemedikleri anlamına gelmektedir. Diğer bir anlatımla Avro kurları, uzun dönemde ekonomik birimlerce dikkate alınmadığı veya kurlardaki değişkenlikten dolayı spekülasyon amaçlı Avro talebi olmadığı, ekonomik birimlerin diğer finansal veya reel araçlara yatırım yaptıkları şeklinde yorumlanabilir.

SONUÇ

Dolarizasyon, ulusal paraya göre deęeri yüksek yabancı para veya paraların, ulusal paranın deęer hesap birimi, deęişim aracı ve deęer saklama aracı olma gibi fonksiyonlarından birini veya birkaçını veya tüm fonksiyonlarını üstlenmesi durumu olarak tanımlanabilmektedir. Dolarizasyon, az gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerde yüksek veya hiper enflasyonun bir sonucu oluşmaktadır. Yüksek enflasyon kavramı % 80, % 145 gibi enflasyon oranlarını belirtirken, hiper enflasyon oranları ise bu oranların çok üstündeki oranları belirtmektedir. Bu uygulamada dolarizasyon kavramıyla tüm yabancı para talepleri anlatılmak istenmektedir. Buna göre, dolarizasyon kavramı, para ikamesi kavramıyla eş anlamlı olarak kullanılmaktadır.

Dolarizasyon, enflasyonist ekonomilerde iyi paraya olan talep olarak gözükmemektedir. Bu yönüyle *Gresham Yasası* ile karşılaştırılmaktadır. Gresham yasasına göre, bir ekonomide altın ve gümüş gibi iki metalden yapılmış paraların tedavülde olması halinde, altına göre deęeri düşük olan gümüşten yapılmış paralar iyi metal olan altından yapılmış paraları piyasadan kovmaktadır. Dolarizasyon durumunda ise bir ekonomide iyi para olan deęeri yüksek yabancı paralar, kötü para olan ulusal paraları dolaşımdan kovmaktadır. Gerek Gresham yasası gerekse dolarizasyonda ortak olan en önemli nokta her iki durumda da iyi paranın ekonomik birimlerce tercih edilmesidir. Talep edilen iyi paradır. Ancak, durumun böyle olması Gresham yasası dolarizasyon olgusunu açıklamada yeterli bir görüş sağlamamaktadır.

Dolarizasyon durumunda ekonomik birimler ulusal ve yabancı paraları birlikte kullanmakta, deęeri yüksek yabancı paraları kendi yanlarında ve bir kısım ekonomik birimler bankalarda mevduat halinde bulundurmaktadırlar. Bir ekonomideki dolarizasyon oranlarını elde yöntemlerinden biri de Dolar ve Euro gibi yabancı paraların Türk Lirası deęerleri toplamını en geniş tanımlı para arzına bölmektir. Ekonomik birimlerin yanlarında buldukları yabancı para miktarı tam olarak belirlenemediğinden ekonomideki

dolarizasyon oranının hesaplanmasında döviz tevdiat hesaplarının toplamı dikkate alınmakta ve dolarizasyon oranı, DTH/M2Y olarak belirlenmektedir.

Dolarizasyonu paranın fonksiyonlarına dayanarak açıklayan teorilerinden *cash-in advance modeli*, paranın değişim fonksiyonuna dayanarak oluşan para talebi analiz edilirken dolarizasyon olgusu açıklanmaktadır. Cash-in-advance modeli, dolarizasyonu, dışa açık bir ekonomide, ekonomik karar birimlerinin *fayda fonksiyonunda yer alan ulusal malların yabancı mallarla ikamesi durumunda dolarizasyon olgusunun ortaya çıktığını* öne sürmektedir. Dolarizasyonun işlem maliyetleri modelinde ise *paranın değer saklama fonksiyonuna* dayanarak para talebi analiz edilirken dolarizasyon olgusu açıklanmaktadır. İşlem maliyetleri modeli, ulusal ve değeri yüksek yabancı paraların, değer saklama açısından diğer finansal varlıklara göre daha nitelikli olduğu kabul edilmektedir. Para dışındaki finansal varlıkların, paranın sağladığı hizmetlerden yararlanmak amacıyla nakde dönüştürülürken ödenen bedeller, işlem maliyetlerini oluşturmaktadır. *Dolarizasyon olgusu, ekonomik birimlerin, ödeyeceği varsayılan işlem maliyetlerinden kaçınması durumunda ortaya çıktığı* ileri sürülmektedir.

Dolarizasyon olgusunu *portföy dengesi* açısından dikkate alarak inceleyen modeller arasında *monetarist dolarizasyon teorisi, sınırlandırılmış portföy dengesi modeli, dinamik optimizasyon modeli ve sınırlandırılmamış portföy dengesi modeli* gibi modeller sayılabilir. Bu modeller, dolarizasyon olgusunun, dışa açık ve gelişmemiş finansal piyasalara sahip ekonomilerde ortaya çıktığını ileri sürmektedirler. Ayrıca bu modellere göre, ekonomik birimler portföylerini oluştururken ulusal para ve ulusal finansal varlıkların yanında yabancı para ve yabancı finansal varlıkları dikkate almaktadırlar.

Monetarist dolarizasyon teorisi, finansal varlıkların paraya göre daha likit olmadığı ve ekonomide ulusal ve yabancı paraların değişim aracı olarak kullanılabilirdiği varsayımlarını kabul etmektedir. Monetarist dolarizasyon teorisi, sayılan varsayımlar altında *dolarizasyon olgusunun para arzına bağlı olarak ortaya çıktığını* ileri sürmektedir. Bu teoriye göre, dolarizasyon para politikasından etkilenmektedir. Para arzı artınca ulusal paranın değeri düşmekte ve yabancı paraların ulusal para karşısında değeri yükselmekte, sonuçta bir kısım ulusal para yabancı paraya dönüştürülerek değeri korunmaya veya kur değişiminden kazanç sağlanmaya çalışılmaktadır.

Dolarizasyonun sınırlandırılmış portföy dengesi modelinde, ekonomik birimlerin finansal servetlerini iki aşamalı bir süreçte, finansal varlıklar arasında dağıttığı varsayılmaktadır. Birinci aşamada, finansal servetin bir kısmı ulusal ve yabancı paralara ve finansal servetin diğer kısmı faiz getirisi olan ulusal ve yabancı tahvillere dağıtılarak portföy oluşturulmaktadır. *Dolarizasyon olgusu, ikinci aşamada, ulusal ve yabancı paralardan oluşan portföyde, finansal servetin bir kısmının, ulusal ve yabancı paralar arasındaki dağıtımını sırasında ortaya çıkmaktadır.*

Dolarizasyonun dinamik optimizasyon modelinde, ulusal ve yabancı para talebi, ulusal ve yabancı malları talep etmek ve fayda maksimizasyonu sağlamak amacıyla gerçekleşmektedir. Bu modelde fayda maksimizasyonu sağlanırken zaman faktörü de göz önünde bulundurulmaktadır. Bu modelde ekonomik birimler, finansal servetlerini dağıtırken ulusal ve yabancı paralar yanında faiz getirisi olan ulusal ve yabancı tahvilleri de dikkate almaktadırlar. Modelde, enflasyonun değişmesi, tahvil getirilerini, aynı oranda etkilemediği düşünülmektedir. Dinamik optimizasyon modeline göre, *bir paranın reel satınalma gücünü ifade eden ve ülkelerdeki fiyat değişmelerini göz önünde bulunduran reel döviz kurunun katsayısı dolarizasyonun varlığını ispat etmek için kullanılmaktadır.*

Sınırlandırılmamış portföy dengesi modeline göre ekonomik birimler finansal servetlerini fayda maksimizasyonu sağlamak amacıyla tek aşamada ve ulusal ve yabancı paralar ile ulusal ve yabancı tahviller arasında dağıttığı düşünülmektedir. Model, toplam servetin toplam varlık miktarına eşit olduğu şartı dışında bir kısıt içermemektedir. *Bu modelde, dolarizasyon olgusu, ulusal paranın beklenen değer kaybı veya beklenen enflasyon oranı karşısında ulusal ve yabancı paralar arasındaki değişim esnasında ortaya çıkmaktadır.*

Türkiye’de dolarizasyonun başlangıcı 1980’li yıllara kadar dayandırılabilir. Önceleri yabancı para cinsi mevduat hesapları kullanılmamaktaydı. 1984 tarihinde 30 sayılı yasa ile kambiyo rejiminde yapılan değişiklikler ve finansal piyasaların organize edilmelerinden sonra, yabancı para bulundurma, yabancı parayla işlem yapma ve yabancı para cinsi mevduat açma serbest hale gelmiştir. Ekonomide yaşanan yüksek enflasyon ve ekonomik krizler ekonomik birimlerin güvenli olan değer kaybetme olasılığı düşük yabancı paralara ve yabancı para cinsi mevduatlara olan ilgiyi artırmıştır.

Ulusal ekonomi içinde yabancı paraların elde tutulma miktarı veya mevduat halinde bankalarda bulunan miktarının en geniş tanımlı para arzına oranı (DTH/M2Y) dolarizasyon oranı olarak kabul edilen göstergeler arasındadır. Dolarizasyon oranı, ekonominin durumuna göre değişkenlik göstermektedir. Türkiye’de 1999 yılında % 42 olan dolarizasyon oranı, 2011’de % 26’ya düşmesine karşılık dolarize olan TL miktarı azalmamıştır. 1999-2011 yılları arasında M2Y’nin yaklaşık 28 kat artmasına karşılık DTH’ler 17 kat artmıştır. Bu durum, enflasyonun değişim hızının düşmesine karşılık, dolarize olan Türk Lirası miktarının oransal olarak düşmesine karşılık, toplamsal olarak düşmediğini göstermektedir. Ekonomideki enflasyon sorunu tam olarak ortadan kaldırılmamıştır; sadece artış hızı azalmıştır. Bazı yıllar hariç tutulursa, iki haneli yüksek enflasyon oranlarından tek haneli enflasyon oranlarına geçildiği halde dolarize olan TL miktarının istenilen düzeyde düşmemesi veya DTH’lerin çözülmemesi “Dolarizasyon Histeresis” i nin göstergesi olarak görülmektedir. Bu sonuç, geçmişte yaşanmış kötü deneyimlerin hafızalardan silinmediğini ve ekonomi idaresine tam olarak güvenilmediği veya ekonomik beklentilerin güven verici olmadığı gibi etkenlerle açıklanmaya çalışılmaktadır.

Dolarizasyon, temel makro ekonomik değişkenlerden etkilendiği gibi onları da etkileyebilmektedir. Bir ekonomide dolarizasyonun temel belirleyicileri olarak, para arzı ve para arzına bağlı olarak enflasyon ve enflasyonla etkileşim içerisinde bulunduğu ulusal ve yabancı faiz farkları ve döviz kurlarında beklenen değişimler gösterilmektedir. Ekonometrik uygulamada dolarizasyon olgusu, “Adaptif Beklentiler Teorisi” çerçevesinde ele alınmıştır. Dolarizasyon olgusunu etkileyen makro ekonomik değişkenleri belirlemek amacıyla olgunun, enflasyon, para arzı, DTH, Dolar ve Euro kurlarıyla olan ilişkisi araştırılmıştır. 1999:01 ile 2011:06 yılları arasındaki dönemi dikkate alan uygulamamızda, bu yıllar arasında yapısal bir değişimin olduğu Chow testiyle belirlenmiş ve PP durağanlık testi uygulanmıştır. Daha sonra, enflasyon, Dolar ve Avro kurlarındaki değişim karşısında dolarizasyondaki değişim araştırılmıştır.

Bu çalışmada elde edilen uygulama sonuçları şöyle özetlenebilir:

1. Dolarizasyon değişkeni ile Enflasyon değişkeni TEFE arasında korelasyon katsayısı 0,39 olarak bulunmuştur. Ayrıca dolarizasyonun, enflasyondaki değişimlere

duyarlılığının ölçüldüğü regresyon analizinde, enflasyon değişkeni TEFE ile dolarizasyon arasındaki ilişki anlamlı teorik beklentilere uygun olarak pozitif bulunmuştur. TEFE'deki % 1 lik artış veya azalış olması durumunda, dolarizasyon % 0,44 oranında artmakta veya azalmaktadır. Granger nedensellik analizine göre enflasyon ile dolarizasyon arasında $P=0,05$ anlam düzeyinde çift yönlü olarak nedensellik belirlenmemiştir. Enflasyon değişkeni ile dolarizasyon değişkeni arasında Engle-Granger yöntemine göre eşbütünleşme belirlenmemiştir. Johansen yöntemiyle yapılan eşbütünleşme analizinde ise dolarizasyon ile enflasyon arasında eşbütünleşme belirlenmiştir. Buna göre enflasyonun % 1 artması durumunda dolarizasyon uzun dönemde % 0,63 oranında artmaktadır. Dolarizasyon ile enflasyon arasında hata düzeltme mekanizmasının etkin olduğu VEC modeliyle belirlenmiştir. Hata düzeltme mekanizmasının işlemesiyle enflasyonda bir dönemde meydana gelecek sapmanın % 8'i bir dönem sonra düzelerek yaklaşık 12,5 dönem sonra dolarizasyonla dengeye yaklaşmaktadır. Bu sonuçlara göre, kısa dönemde enflasyon, dolarizasyonun zayıf belirleyicisi olarak görülebilir. Uzun dönemde enflasyon ile dolarizasyon eşbütünleşik olup birlikte hareket etmektedir.

2. Dolarizasyon değişkeni ile Dolar kuru değişkeni arasında korelasyon katsayısı 0,51 olarak bulunmuştur. Korelasyon ilişkisinin yönünü belirlemede kullanılan Granger nedensellik analizine göre gerek Dolar kuru ile dolarizasyon arasında gerekse dolarizasyon ile Dolar kuru değişkenleri arasında % 5 istatistikî anlamlılık düzeyinde karşılıklı nedensellik belirlenmiştir. Ayrıca dolarizasyonun, Dolar Kurundaki değişmelere duyarlılığının ölçüldüğü regresyon analizinde, Dolar kuru değişkeni ile dolarizasyon arasındaki ilişki istatistikî olarak anlamlı ve teorik beklentilere uygun olarak pozitif bulunmuştur. Dolar kurundaki % 1 lik değişime karşı dolarizasyon % 0,22 oranında değişmektedir. Dolar kuru değişkeni ile dolarizasyon değişkeni arasında olası uzun vadeli eş bütünleşme hem Engle-Granger yöntemi hem de Johansen yöntemine göre araştırılmıştır. Engle-Granger yöntemine göre yapılan testte dolarizasyon değişkeni ile Dolar kuru değişkeni arasında eşbütünleşme sonucuna varılamamıştır. Johansen yöntemiyle yapılan eşbütünleşme analizine göre dolarizasyon ile dolar kuru arasında eşbütünleşme belirlenmemiştir. Buna karşılık Dolar kuru enflasyonla birlikte ele alındığında dolarizasyonla ortak bir eşbütünleşme belirlenmiştir.

3. Dolarizasyon deęişkeni ile Euro kuru deęişkeni arasında korelasyon katsayısı 0,58 olarak bulunmuştur. Dolarizasyonun, Euro kurundaki deęişmelere duyarlılığının ölçüldüğü regresyon analizinde, Euro kuru deęişkeni ile dolarizasyon arasındaki ilişki istatistikî olarak anlamlı ve teorik beklentilere uygun olarak pozitif bulunmuştur. Euro kurundaki % 1 lik deęişime karşı dolarizasyon % 0,26 oranında deęişmektedir. Korelasyon ilişkisinin yönünü belirlemede uygulanan Granger nedensellik analizine göre, Euro kuru ile dolarizasyon arasında Euro'dan dolarizasyona doğru tek yönlü nedensellik belirlenmiş ancak dolarizasyondan Euro'ya karşı nedensellik ilişkisi belirlenmemiştir. Euro kuru deęişkeni ile dolarizasyon deęişkeni arasında olası uzun vadeli eş bütünleşme hem Engle-Granger yöntemi hem de Johansen yöntemine göre araştırılmıştır. Her iki yönteme göre dolarizasyonla Avro kuru arasında eş bütünleşme belirlenmemiştir.

4. Dolarizasyon deęişkeni ile enflasyon ve Dolar kuru ikilisi arasındaki duyarlılığın ölçüldüğü regresyon analizi sonuçlarına göre enflasyondaki % 1'lik deęişime karşılık dolarizasyon % 0,26 oranında deęişmekte ve dolar kurundaki % 1'lik deęişime karşılık dolarizasyon % 0,19 oranında deęişmektedir. Regresyon analizi sonuçlarına göre deęişkenler arasındaki ilişki istatistikî olarak anlamlı ve teorik beklentilere uygun olarak pozitif bulunmuştur. Her iki deęişken birlikte dolarizasyon oranlarını pozitif ancak zayıf olarak etkilemektedir. Nedensel ilişkinin araştırıldığı Granger nedensellik analizi sonuçlarına göre Enflasyon-Dolar kuru ikilisi ile dolarizasyon arasında çift yönlü nedensellik olduğu belirlenmiştir. Uzun dönemli eşbütünleşmenin araştırıldığı Johansen eşbütünleşme analizi sonuçlarına göre, deęişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı belirlenmiştir. Analiz sonuçlarına göre, enflasyonla dolarizasyon arasında ters yönlü ancak doğrusal bir ilişki belirlenmiştir. Buna göre, uzun dönemde enflasyondaki artış dolarizasyonda azalışa sebep olurken, enflasyondaki azalış dolarizasyonda artışa sebep olabilmektedir. Bu sonuç teorik beklentilerle uyuşmamakta ve enflasyonla dolarizasyon arasında eşbütünleşme anlamına gelmemektedir. Dolarizasyon teorisine göre enflasyondaki deęişim ile dolarizasyondaki deęişim aynı yönlü ve doğrusal olmalıdır. Bunun yanında dolarizasyon ile Dolar kuru arasındaki uzun dönemli duyarlılık aynı yönlü ve doğrusal olarak belirlenmiştir. Buna göre dolar kurunda meydana gelebilecek % 1'lik deęişim uzun dönemde dolarizasyon üzerinde % 4,17 oranında bir deęişime sebep olabilmektedir. HDM sonuçlarına göre, dolarizasyonla enflasyon arasında var olan kısa dönemdeki dengenin bozulması halinde, deęişkenler dengeden uzaklaşmaktadır.

Enflasyondaki % 1'lik bir deęişim, uzun dönemde dolarizasyonu % 0,018 oranında olası bir eşbütünleşmeden uzaklaştırmaktadır. Yani, Enflasyon deęişkeninin işaretinin pozitif olması beklentilere uygun bulunmamıştır. Enflasyon için HDM çalışmamaktadır. Buna karşılık Dolar kurunda kısa dönemde meydana gelebilecek % 1'lik bir sapma, bir sonraki dönemde % 0,74 oranında düzelerek yaklaşık 1,3 dönem veya ay sonunda dengeye yaklaşmaktadır. Dolar kuru için HDM çalışmaktadır.

5. Dolarizasyon ile enflasyon-Avro kuru deęişkenler ikilisi arasındaki duyarlılığın ölçüldüğü regresyon analiz sonuçlarına göre, enflasyon deęişkeni istatistikî olarak anlamsız ancak, Avro kuru deęişkeni istatistikî olarak anlamlı ve teorik beklentilere uygun olarak pozitif bulunmuştur. Buna göre Avro kurunda meydana gelebilecek % 1'lik bir deęişime dolarizasyon, aynı yönlü ve doğrusal olarak % 0,24 oranında bir deęişimle tepki göstermektedir. Buna göre Avro kuru dolarizasyon sürecini zayıf olarak etkilemektedir. Dolarizasyon ile enflasyon ve Avro kuru deęişkenleri arasındaki nedensellik ilişkilerinin araştırıldığı Granger nedensellik analiz sonuçlarına göre deęişkenler arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi belirlenmiştir. Enflasyon-Avro kuru deęişkenler ikilisi ile dolarizasyon deęişkeni arasında uzun dönemli eşbütünleşmenin araştırıldığı Johansen koentegrasyon analiz sonuçlarına göre, iz istatistięi deęerlerine dayanılarak deęişkenler arasında eşbütünleşmenin varlığına karar verilmiştir. Tahmin sonuçlarına göre enflasyon ve Avro kuru ile dolarizasyon arasında negatif ve doğrusal ilişki belirlenmiştir. Buna göre, enflasyonda meydana gelebilecek % 1'lik bir deęişim uzun dönemde dolarizasyon deęişkenini % 0,46 oranında dengeden uzaklaştırmaktadır. Avro kurunda meydana gelebilecek % 1'lik bir deęişim, dolarizasyon deęişkenini zıt yönde ve dengeden uzaklaştırabilmektedir. Bu durum teorik beklentilerle uyuşmamaktadır. Dolarizasyon ile enflasyon ve Avro kuru arasındaki kısa dönemli ilişkilerin araştırıldığı HDM'ye göre, enflasyonda meydana gelebilecek bir sapma bir sonraki dönemde % 17 oranında düzelerek yaklaşık 5,18 dönem veya ayda deęişkenleri dengeye getirebilecektir. Avro kurunda meydana gelecek bir sapma sonucunda dolarizasyon deęişkeni % 50 kadar dengeden uzaklaşacaktır. Avro kurunun işaretinin pozitif olması, Avro kurunun dengeden uzaklaştığını göstermektedir. Bu durum beklentilerle uyuşmamaktadır.

6. İktisadi deęişkenlerden olan enflasyon, Dolar kuru ve Avro kuru ile dolarizasyon deęişkeni arasındaki ilişkilerin araştırıldığı modellerde, dolarizasyonun gecikmeli

değerlerinden oluşan adaptif beklentiler, tüm tahmin modellerinde yer almıştır. Dolarizasyon ile enflasyon arasındaki duyarlılığı ölçüldüğü modelde adaptif beklentiler istatistikî olarak anlamlı ve teorik beklentilere uygun olarak pozitif bulunmuştur. Adaptif beklentilerdeki % 1'lik bir değişim dolarizasyon oranını % 0,30 oranında değiştirebilmektedir. Buna göre adaptif beklentiler dolarizasyon sürecini zayıf derecede etkilemektedir. Dolarizasyon ile Dolar kuru arasındaki duyarlılığın ölçüldüğü regresyon analizi sonuçlarına göre adaptif beklentiler istatistikî olarak anlamlı ve teorik beklentilere uygun bulunmuştur. Adaptif beklentilerde meydana gelebilecek % 1'lik bir değişim dolarizasyon oranını % 0,30 oranında değiştirebilmektedir. Buna göre, adaptif beklentiler kısa dönemde dolarizasyon sürecini zayıf olarak etkilemektedir. Dolarizasyon ile Avro kuru arasındaki duyarlılığın araştırıldığı regresyon analiz sonuçlarına göre adaptif beklentiler dolarizasyonun üç dönemlik gecikmelerinden oluşmaktadır. Tahmin sonuçlarına göre dolarizasyonun bir dönemlik gecikmesi ile üç dönemlik gecikmesi istatistikî olarak anlamlı bulunmasına karşılık iki dönemlik gecikmesi istatistikî olarak anlamsız bulunmuştur. Dolarizasyonun bir dönemlik gecikmesinden oluşan adaptif beklentilerde meydana gelebilecek % 1'lik bir değişim dolarizasyonu % 0,30 oranında değiştirirken dolarizasyonun üç dönemlik gecikmesinden oluşan adaptif beklentilerde meydana gelebilecek % 1'lik bir değişim ise dolarizasyonu % 0,17 oranında değiştirmektedir. Analiz sonuçlarına göre adaptif beklentiler, dolarizasyon sürecini zayıf olarak etkilemektedir.

Uygulama sonuçlarına göre dolarizasyon olgusu tek değişkenle açıklanamamaktadır. Buna göre, enflasyonun yükselme dönemlerinde *dolarizasyon* ortaya çıkarken enflasyonun düşmesi sürecinde ise *dolarizasyon histeresis*'i ortaya çıkmaktadır. Uygulama sonuçlarına göre kısa dönemde, tüm değişkenler: enflasyon, Dolar kuru, Avro kuru ve adaptif beklentiler dolarizasyon sürecini zayıf olarak etkilemektedir. Uzun dönemde sadece enflasyon, dolarizasyon ile birlikte hareket etmektedir. Elde edilen bulguların, uygulama döneminin ekonomik yapısıyla uyumuş olduğu söylenebilir. 2002 yılından itibaren düşük düzeyde devam eden dolarizasyon sürecini, karşılaştırmalı verilere ve ekonometrik bulgulara dayanarak “Dolarizasyon Histeresis” i olarak tanımlamak uygun gözükmemektedir.

Düşük düzeylerde devam eden dolarizasyon olgusunun kısa vadede tümten ortadan kalkması beklenmemelidir. Olgunun ekonomik ve siyasi istikrarla yakın ilişkisi olduğundan sürecin tazelenmesi her an mümkün gözükmektedir. Ayrıca, parası değerli gelişmiş ülkelerle gelişmişlik farklarının ortadan kalkmadığı sürece dolarize olmuş bir kısım TL'nin her zaman var olacağı söylenebilir. Yapılması önerilebilecek şey, enflasyonun kontrol altında tutulup istikrar politikalarına devam edilmesidir. TL'ye olan güvenin daha da arttırılması ve kurlardaki değişimin oynak olmaması durumunda dolarizasyon sorununun daha da ihmal edilebilir düzeye çekilebileceği düşünülmektedir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Aarle, Bas ve Budina, Nina (1995), "Currency Substitution in Eastern Europa", <http://arno.uvt.nl/show.cgi?fid=3044;h=repec:dgr:kubcen:19952> (18.12.2012)
- Acar Balaylar, Nilgün (2001), "**Para İkamesi Olgusu ve Makro Ekonomik Etkileri (1980 Sonrası Türkiye Örneği)**", Yayınlanmamış Doktora Tezi, Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Acar Balaylar, Nilgün ve Abuk Duygulu, Aylin (2004), "Türkiye'de Para İkamesi Olgusu ve Para Talebi Fonksiyonunun İstikrarı", <http://www.deu.edu.tr/userweb/nevzat.simsek/dosyalar/TB04-03.pdf> (11.12.2012)
- Adanur Aklan, Necla (2001), "Para İkamesi Süreci ve Türkiye Örneği", **Celal Bayar Üniversitesi Yönetim ve Ekonomi Dergisi**, 7(1), 197-207.
- Adanur Aklan, Nejla ve Nargeleçekenler, Mehmet (2009), "Yükümlülük Dolarizasyonu ve Bilanço Etkisi: Türkiye Üzerine Sektörel Bazlı Bir Analiz", http://econ.anadolu.edu.tr/fullpapers/Aklan_Nargelecekenler_econanadolu2009.pdf (10.09.2012)
- Agenor, Pierre-Richard ve Khan, Mohsin S. (1996), "Foreign Currency Deposits And The Demand For Money in Developing Countries" **Journal of Development Economics**, Vol.50, 101-108.
- Akıncı, Özge ve diğerleri (2005), "Dolarizasyon Endeksleri: Türkiye'deki Dolarizasyon Sürecine İlişkin Göstergeler." **Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Çalışma Tebliği**, No: 05/17.
- Allen, Stuart D. (1980), "Swiss Inflation And The Two Versions Of The Monetary Approach To The Balance of Payments", **Atlantic Economic Journal**, 8(2), July, 13-19.

- Arslan, İbrahim ve Yapraklı, Sevda (2008), "Banka Kredileri ve Enflasyon Arasındaki İlişki: Türkiye Üzerine Ekonometrik Bir Analiz (1983-2007)", **İ. Ü. İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, Sayı:7, 88-103.<http://eidergisi.istanbul.edu.tr/sayi7/iueis7m4.pdf> (04.12.2012)
- Arteta, Carlos Oscar (2003), "Are Financially Dollarized Countries More Prone To Costly Crises?" **International Finance Discussion Papers**, No: 763. <http://www.cemla.org/pdf/redix/RED-IX-us-Arteta.pdf> (04.12.2012)
- Aydoğan, Esenay (2004), "1980'den Günümüze Türkiye'de Enflasyon Serüveni", **Celal Bayar Üniversitesi İİBF Yönetim Ve Ekonomi Dergisi**, 11(1), 91-110.
- Bahmani-Oskooee, Mohsin ve Domaç, İlker (2002), "On The Link Between Dollarization And Inflation: Evidence From Turkey" <http://www.tcmb.gov.tr/research/discus/dpaper59.pdf> (10.09.2012)
- Başkurt, Özge (2005), **Finansal Dolarizasyon And Currency Substitution In Turkey**, Unpublished Master's Thesis, The Graduate School Of Social Sciences Of Middle East Technical University.
- Bayraktutan ve Bıdırdı, Yusuf ve Hanife (2010), "Türkiye İthalatının Temel Belirleyicileri (1989-2004)", **Ege Akademik Bakış Dergisi** 10 (1), 351-369.
- Berke, Burcu (2004), **Para İkamesi Altında Para ve Maliye Politikaları**, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Birkan, Özden (2006), "Alternative Measures of Currency and Asset Substitution: The Case of Turkey" http://www.policyinnovations.org/ideas/policy_library/data/01394/_res/id=sa_File/paper.pdf (12.09.2012)
- Bocutoğlu, Ersan (2009), **Makro İktisat Teoriler ve Politikalar**, 6. Baskı, Trabzon, Murathan Yayınevi.
- Bordo, Michael D. Ve Choudhri, Ehsan (1980), "Currency Substitution and The Demand For Money: Some Evidence For Kanada" <http://www.econ.ucla.edu/workingpapers/wp190.pdf> (05.11.2012)
- Bozkurt, Hilal (2007), **Zaman Serileri Analizi**, Bursa: Ekin Kitabevi.

- Büyükakın, Figen vd. (2009), “ Türkiye’de Parasal Aktarımın Faiz Kanalının Granger Nedensellik Ve Toda-Yamamoto Yöntemleriyle Analizi“ <http://iibf.erciyes.edu.tr/dergi/sayi33/6.k%C4%B1s%C4%B1m.pdf> (15.12.2012)
- Calvo, Guillermo A. (1999), “On Dollarization”, The Economics Of Transition, Vol.10 (2), 393-403.
- Calvo, Guillermo. A. ve Vegh, C. A. (1992), “Currency Substitution in Developing Countries: An Introduction”, **IMF Working Paper**, No: 92/40, 1-31.
- Canbazoglu, Sedef (2010), **Finansal Gelişme Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: VECM Yaklaşımı İle Türkiye İçin Bir Uygulama**, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Hacettepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Chavez, R. M. Lujan (2012), “De-dollarizing the Bolivian Economy:An Empirical Model Approach” www.bcb.gob.bo/.../Ramiro%20Lujan.pdf (10.08.2012)
- Civcir, İrfan (2003), “Dollarization and its long-run Determinants in Turkey”, http://econturk.org/Turkisheconomy/Dollarization_in_Turkey_MEP.pdf (09.08.2012)
- Civcir, İrfan (2003a), “Money Demand, financial Liberalizasyon and Currency Substitution In Turkey”, **Journol of Economic Studies**, Vol.30, No:5, 514-534.
- Clark, Efraim (2002), **International Finance**, Second Edition, Great Britain: Thomson international Edition.
- Cuddington, John T. (1982), “Currency Substitution, Capital Mobility And Money Demand” **Institute for International Economic Studies** S-106 91 Stocholm.
- Çakmur Yıldıztan, D. (2010), **E-views Uygulamalı Temel Ekonometri**, İstanbul: Türkmen Yayınevi.
- Çufadar, Ümit (2010), “**Türkiye’deki Döviz Piyasasının Katılımcıları ve Katılımcıların Piyasadan Beklentileri**” Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Atılım Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Darıcı, Burak (2004), **Para İkamesi Olgusu Ve Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri** Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Balıkesir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

- De Feritas, Miguel Lebre (2004), "The Dynamics of Inflation and Currency Substitution In A Small Open Economy", **NIPE Working Paper**, 1, 1-10.
- Dinler, Zeynel (2007), **İktisada Giriş**, 13.Baskı, Bursa: Ekin Kitapevi.
- Dumrul, Cüneyt (2010), "Türk Ekonomisinde Para İkamesinin Belirleyicilerinin Sınır Testi Yaklaşımı İle Eş-Bütünleşme Analizi" **Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 35, 199-23.
- Edwards, S. ve Savastone, M. A (1999), "Exchange Rates In Emerging Economies: What Do We Know? What Do We Need To Know?" **NBER, Working Paper** 7228, 1-75.
- Edwards, Sebastian ve Magendzo, Igal (2003), "Strict Dollarization and Economic Performance: An Empirical Investigatio" **NBER Working Paper**, 9820, 1-18
- Eichengreen, Barry ve Haussmann, Ricardo (1999), "Exchange Rates and Financial Fragility", **NBER Working Paper**, 7418, 1-56.
- El-Erian, Mohamed (1987), "Currency Substitution In Egypt and The Yemen Arab Republic: A Comparative Quantitative Analysis", **IMF Working Paper**, 87/43, 1 56.
- Engle, Robert F. ve Yoo, Byung Sam (1987), "Forecasting and Testing In Co; Integrated Systems", **Journal Of Econometrica**, 35, 143-159.
- Erbaykal, Erman ve diğerleri (2008), "Reverse Money Substitution Process: Turkey Case" **International Research Journal Of Finance and Economics**, Issue 15, 240-248.
- Ergin, Feridun (1983), **Para Politikası**, İstanbul: Filiz Kitabevi.
- Ertürk, Emin (1991), **Türkiye İktisadında Yeni Bir Boyut, Para İkamesi**, Kavram Teori, Oluşum Süreci ve Sonuçları, Bursa: Uludağ Yayınları.
- Ertürk, Emin (2001), **Uluslararası İktisat**, 2.Baskı, Bursa: Alfa Yayınları.
- Feige, Edgar L. ve diğerleri (2002). " Unofficial Dollarization in Latin America: Currency Substitution, Network Externalities and Irreversibility", <http://128.118.178.162/eps/if/papers/0205/0205002.pdf> (07.12.2012)
- Feige, Edgar L. (2003), "Dynamics of Currency Substitution, Asset Substitution And De Facto Dollarization and Euroization In Transition Countries", <http://www.ssc.wisc.edu/econ/archive/wp2003-03R.pdf> (13.09.2012)

- Feige, Edgar L. ve Dean, James W.(2002), "Dollarization and Euroization In Transition Countries: Currency Substitution, Asset Substitution, Network Externalities And Irreversibility", <http://www.bnet.fordham.edu/public/munion/abstracts/feigedean310final.pdf> (14.09.2012)
- Fischer, Stanley (2006), "Dollarization" "Dollarization: Consequences and Policy", Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, "**Dolarizasyon: Sonuçlar ve Politika Seçenekleri**", Konulu Konferans, 14-15 Aralık, İstanbul.
- Friedman, Alla ve Verbetsky, Alexey (2001), "Currency Substitution in Russia" **Economics Education and Research Consortium Working Paper Series**, 1 (5), 1-36.
- Giovanni, Alberto ve Turtelboom, Bart (1992), "Currency Substitution", **NBER Working Paper**, 4232, 1-53.
- Giovannini, Alberto (1991), "Currency Substitution and The Fluctuations of Foreign Exchange Reserves With Credibility Fixed Exchange Rates" **NBER Working Paper**, 3636, 1-31.
- Girton, Lance ve Roper, Don (1976), "Theory And Implications of Currency Substitution" <http://www.federalreserve.gov/pubs/ifdp/1976/86/ifdp86.pdf> (18.12.2012)
- Göktaş Yılmaz, Özlem (2005), "Türkiye Ekonomisinde Büyüme İle İşsizlik Oranları Arasındaki Nedensellik İlişkisi", **İÜ İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi**, 2, 11-29.
- Gujarati, Damodar N. (2001), **Temel Ekonometri**, 8.Baskı, İstanbul: Lieratür Yayıncılık.
- Güneş Yerli, Bilgesu (2008), **Ekonomik Beklentilerin Enflasyon Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği**, Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Hakioğlu, Dilek (1988), "Türkiye'de Para İkamesi" **TCMB Tartışma Tebliği**, No.8801
- Halwood, C. P ve Mac Donald, R. (2000), **International Money and Finance**, Third Edition, England: Blackwell.
- Handa, Jagdish ve Bana, I. M. (1990), "Currency Substitution and Transactions Costs", <http://link.springer.com/article/10.1007%2FBF02426967?LI=true#page-1>

- Hanedar, Akkaya ve diğlerleri (2005), “Zaman Serisi Analizi” www.deu.edu.tr/userweb/onder.hanedar/dosyalar/Metin.pdf (17.09.2012)
- Harrison, Barry ve Vymyatnina, Yulia (2007), “Currency Substitution In A De-Dollarizing Economy: The Case of Russia”, *BOFIT Discussion Papers*, 3, 1-42.
- Hazine Müsteşarlığı, www.hazine.org.tr/tr/index.php/ekonomi/enflasyon (08.11.2012)
- Heimonen, Kari (2001), “Substituting A Substitute Currency –The Case of Estonia” **BOFIT Discussion Papers**, 11, 1-71.
- Hekim, Derya (2008), ”Para İkamesi Histerisi ve Türkiye Örneđi” **Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 3(1), 27-43.
- Hiç, Mükerrerem (1978), **Para Teorisi**, İstanbul: Elo Matbaası.
- Honig, Adam (2005), “Fear Of Floating And Domestic Liability Dollarization”, <https://www.amherst.edu/media/view/215549/original/Fear%2Bof%2BFloating> (20.09.2012)
- Isakova, Asel (2009), ”Currency Substitution in the Economies of Central Asia: How Much Does It Cost?” http://www.oenb.at/de/img/isakova_091105_handout_tcm14-143574.pdf (20.09.2012)
- Işık, Nihat ve diğlerleri (2004), “Enflasyon ve Döviz Kuru İlişkisi: Bir Eşbütünleşme Analizi”, **SDÜ İİBF Dergisi**, 9 (2), 325-340.
- Ize, Alain ve Yeyati, Eduardo L. (2003), “Financial dollarization” **Journal of International Economics**, 59, 323–347.
- İskenderođlu, Ömer ve diğlerleri (2011), ”Hisse Senedi Piyasası ve Reel Ekonomik Faaliyetler Arasındaki İlişkinin Araştırılması”, **SDÜ İİBF Dergisi**, 16 (1), 333-348.
- İşyar, Yüksel (1999), **Ekonometrik Modeller**, 2.baskı, Bursa: Vipaş Yayınları.
- Kamin, Steven B. ve Ericsson, Neil (1993), “Dollarization In Argentina”, **International Finance Discussion Papers**, 460, 1-56.
- Kaplan, Muhittin ve diğlerleri (2008), “Currency Substitution: Evidence From Turkey” **International Research Journal of Finance and Economics**, Issue 21, 158-162.
- Karacaođlu, Anıl (2010), **Portföy Dengesi Yaklaşımı ve Türkiye Örneđi**, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

- Karacal, Müge ve Bahmani- Oskooee, Mohsen (2008), “Inflation and Dollarization In Turkey”, <http://www.southampton.ac.uk/~mkwiek/WIEM2008/papers/karacal.pdf> (25.09.2012)
- Karasoy, Almita (1996), “Para Kurulu Sisteminin Uygulanması”, **TCMB Tartışma Tebliği**, No:9622.
- Kepek, Yakup ve Yentürk, Nurhan (2005), **Türkiye Ekonomisi**, 18. Basım, İstanbul: Remzi Kitapevi.
- Keyder, Nur (2002), **Para, Teori, Politika, Uygulama**, 8.Baskı, Ankara: Seçkin Yayıncılık.
- Kızılgöl, Özlem (2006), “Türkiye’de İhracata Ve Turizme Dayalı Büyüme Hipotezinin Analizi: Eşbütünleşme ve Nedensellik ilişkisi” **Akademik Bakış**, 10, 1 - 19.
- Kibritçioğlu, Ferhat (1996), “Döviz Kurlarının Oluşumuyla İlgili Kuramlara Giriş”, www.kibritcioglu.com/iktisat/Kibritcioglu_1996-Ch10-kurbop.pdf (15.12.2012)
- Komarek, Lubos ve Melecky, Martin (2002), “Currency Substitution in a Transitional Economy With an Application to the Czech Republic”, <http://www.cepr.org/meets/wkcn/5/580/papers/komarek.pdf> (17.12.2012)
- Köseoğlu, Mustafa ve Yamak, Rahmi (2008), **Uygulamalı İstatistik**, 4. Baskı, Trabzon: Aksakal Kitapevi.
- Krugman, Paul R. (1984), ”The International Role of Dollar: Theory and Prospect”, John F.O Bilson and C.Marston (Ed.), Exchange Rate Theory and Practice, (261-268), **National Bureau of Economic Research**, Universty of Chigaco.
- Küçükale, Yakup (1996), **Türkiye’de Para İkaməsi**, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, KTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- Lazea, Valentin ve Cozmanca, Bogdan Octavian (2003), “Currency Substitution in Romania”, **MPRA Paper**, 19813, 1-25.
- Mangır, Fatih (2006), “Finansal Deregülasyonun (1989–2001) Türkiye Ekonomisi Üzerine Etkileri: Kasım 2000 ve Şubat 2001 Krizleri”) **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 16, 459-473.

- Marquez, Jaime (1984), "Currency Substitution, Duality and Exchange Rate Indeterminacy: An Empirical Analysis of The Venezuelan Experience", **International Finance Discussion Papers**, 242, 1-28.
- Meyer, Stephen A. (2000), "Dollarization: An Introduction" <http://www.cumber.com/content/Travel/Dollarization.pdf> (25.09.2012)
- Milenković, Ivan and Davidović, Milivoje (2013), "Determinants of Currency Substitution/Dollarization - The Case of the Republic of Serbia" **Journal of Central Banking Theory and Practice**, 3, 139-155.
- Minda; Aleksandre (2005)" Official Dollarization: A Last Resort Solution To Financial Instability in Latin America?", <http://cahiersdugres.u-bordeaux4.fr/2005/200502.pdf> (28.09.2012)
- Mongardini, Joannes ve Mueller, Johannes (1999), "Ratchet Effects in Currency Substitution: An Application to the Kyrgyz Republic", **IMF WP**, 102, 1-23.
- Moron, Eduardo A. (1997), "Currency Substitution and the Moneyness of Monetary Assets" **SSRN**, http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=63168 (07.12.2012)
- Mucuk, Mehmet ve Demirsel, M. Tahir (2009), "Türkiye'de Doğrudan Yabancı Yatırımlar ve Ekonomik Performans" **Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi**, 21, 365-373.
- Neanidis, Kyriakos ve Savva, Christos S. (2009), "Financial Dollarization: Short-Run Determinants in Transition Economies" <http://www.socialsciences.manchester.ac.uk/cgbcr/discussionpapers/index.html>, (16.12.2012)
- Orhan, Osman Z. ve Erdoğan, Seyfettin (2003), **Para Politikası**, İstanbul: Avcı Ofset.
- Ortiz, Guillermo (1983), " Dollarization in Mexico: Causes and Consequences", <http://www.nber.org/chapters/c11188> (14.12.2012)
- Özgü, A ve diğerleri (2005), "Finansal Açından Sermaye Piyasası Analizi, Döviz Kuru Sistemleri Ve Türkiye Ekonomisine Etkileri", Ankara.
- Özkaramete, Nazende (1996), "Türkiye'de Dolarizasyon ve Para İkamesi:1990-1995" **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, 7 (20), 99-106.
- Özyurt, Hasan (2010), **Para Teorisi ve Politikası**, 3. Baskı, Trabzon: Aksakal Kitapevi.

- Öztürk, Nazım (2011), **Para Banka Kredi**, Bursa: Ekin Kitapevi.
- Parasız, İlker (2009), **Para Teorisi ve Politikası**, 2. Baskı, Ankara: Ezgi Kitapevi.
- Quispe-Agnoli, M. (2002), "Costs and Benefits of Dollarization" **Latin America Research Group Research Department Federal Reserve Bank of Atlanta**, <http://www.frbatlanta.org/filelegacydocs/quispedollarizationrevised.pdf> (07.12.2012)
- Quispe-Agnoli, Myriam ve Whisler, Elena (2006), "Official Dollarization and the Banking System in Ecuador and El Salvador", http://www.frbatlanta.org/filelegacydocs/erq306_quispe.pdf (05.10.2012)
- Rennhack, R. ve Nozaki, M. (2006), "Financial Dollarization in Latin America", <http://www.imf.org/external/pubs/ft/wp/2006/wp0607.pdf> (10.10.2012)
- Reinhart, Carmen M. ve diğerleri (2003), "Addicted to Dollars", http://www.economics.harvard.edu/app/webroot/files/faculty/51_NBER_w1015.pdf (11.10.2012)
- Rojas-Suarez, Liliana (1992), "Currency Substitution and Inflation in Peru", http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=884721 (15.11.2012)
- Saraç, Taha Bahadır (2010), "Enflasyon Ve Para İkamesi İlişkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Ekonometrik Bir Analiz (1994:01-2009:12)", **Ekonomi Bilimleri Dergisi**, 2(1), 147-152.
- Sarayevs, Vadims (2000), "Econometric Analysis of Currency Substitution: A Case of Latvia", http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=1016073 (16.11.2012)
- Sarı, İlker (2007), **Makro Ekonomik Değişkenlerin Dolarizasyon Sürecine Etkileri**, TCMB, Uzmanlık Tezi.
- Sawada, Yasuyuki and Yotopoulos, Pan A. (2000), "Currency Substitution, Speculation and Financial Crises "Theory and Empirical Analiz", <http://www.siepr.stanford.edu/papers/.../99-5.pdf> (14.12.2012)
- Seater, J.J. (2008), "The Demand for Currency Substitution", <http://www.economics.ejournal.org/economics/discussionpapers/2008-2/?searchterm=None> (18.11.2012)
- Serdengeçti, Süreyya (2005), "Dolarizasyon/Ters Dolarizasyon", <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/duyuru/2005/sunumeskisehir.pdf> (21.07.2010)
- Seyidoğlu, Halil (2003), **Uluslararası Finans**, 4. Baskı, İstanbul: Güzem Can Yayınları.

- Seyidođlu, Halil (2009), **Uluslararası İktisat**, 17. Baskı, İstanbul: Güzem Can Yayınları.
- Sevüktekin, Mustafa ve Nargeleçekenler, Mehmet,(2010), **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, 3.Basım, İstanbul: Nobel Yayın Dağıtım.
- Sturzenegger, Federico (1992), “Hyperinflation With Currency Substitution: Introducing an Indexed Currency”, **NBER Working Paper Series**, 4184, 1-32.
- Şengönül, A. ve Değirmen, S. (2012), ” Kısa Süreli Sermaye Hareketlerinin Türkiye'nin Ekonomik Büyümesine Etkisi: Sermaye Piyasası ve Bankacılık Kanalı”,**TEK Tartışma Metni**, 73, 1-13.
- Taşçı, H.Mehmet ve Darıcı, Burak (2008), ”Türkiye'de Para İkamesi Ve Ters Para İkamesinin Döviz Kuru Aracılığıyla Senyorej Geliri Üzerine Etkisi” **SDÜ İİBF Dergisi**, 13 (3), 89-104.
- Taşçı, H. Mehmet ve diğerleri (2009), ”Ters Para İkamesi Süreci ve Döviz Kuru Oynaklığı: Türkiye Örneği”, **Doğuş Üniversitesi Dergisi**, 10(1), 102-107
<http://journal.dogus.edu.tr/13026739/2009/cilt10/sayi1/M00213.pdf> (10.11.2012)
- TCMB (2002a), “2002 Yılında Para ve Kur Politikası” <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/duyuru/DUY2002-01.html> (10.01.2011)
- TCMB (2002b), ” **Fiyat İstikrarı**”, **SBF Konferansı**, Ankara.
- Tehranchian, A. Mansour ve Behraves, Masoud (2011), “Testing Currency Substitution in Iran: An Application of Auto Regressive with Distributed Lags (ARDL) Model“, **American Journal of Scientific Research**, Issue 39, 47-54.
- Terzi, Harun ve Kurt, Serdar (2007), ”Dolarizasyon, Enflasyon Ve Reel Döviz Kuru İlişkisinin Var Analizi İle Tespiti”, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi** İnönü Üniversitesi, Malatya.
- Timur, Yasemin (2005), **Cari İşlemler Ve Bütçe Açığı Ararsındaki Nedensellik İlişkisi: Teori ve Uygulama**, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi, Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- TUIK (2010), **İstatistikî Göstergeler 1923-2009**, Türkiye İstatistik Kurumu.

- Tullio, Giuseppe ve Ivanova, Nadia (1998), “The Demand For Money and Currency Substitution in Russia During and After Hyperinflation: 1992-1996”, http://uisrussia.msu.ru/docs/nov/hse_ejournal/1998/2/02_02_02.pdf (18.12.2012)
- Tunalı, Çiğdem Börke (2009), ”İktisatta Beklentiler ve Beklentilerin Modellenmesi”, <http://journals.istanbul.edu.tr/tr/index.php/iktisatmeczua/article/download/6578/602> (10.12.2012)
- Tunay, K. Batu (2001), “**Hiperenflasyon ve Hiperenflasyon Sürecinde Para ikamesi**” (Teori, Politika ve Uygulama), İstanbul: Beta Yayınları.
- Ucal, Meltem Şengün (2006), ”Ekonometrik Model Seçim Kriterleri Üzerine Kısa Bir İnceleme”, **Ç.Ü. İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi**, 7(2), 41-57.
- Uribe, Martin (1997), “Hysteresis In a Simple Model Of Currency Substitution” **Journal Of Monetary Economics**, 40, 185-202.
- Us, Vuslat ve Kıvılcım, Metin-Özcan (2005), “Modeling The Persistence of Currency Substitution In The Turkish Economy”, *Yapı Kredi Economic Review*, 16 (1), 3 16
- Uysal, Yaşar (2007), ”Türkiye’de Enflasyon: Sektörel Kaynakları ve İç Ticaret Hadleri” **FinansPolitik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi**, 44(508), 21-34.
- Ünsal, Erdal M. (2004), **Makro İktisada Giriş**, 6. Baskı, Ankara: Siyasal Kitapevi.
- Ünsal, Erdal M. (2005), **Makro İktisat**, 6. Baskı, Ankara: İmaj Yayınevi.
- Vires, Casper G. De (1988), “Theory ve Relevance Of Currency Substitution With Studies For Canada and The Netherlands Antilles”, http://repub.eur.nl/res/pub/12440/TheoryandRelevance_1988.pd (10.12.2012)
- Viseth, Kem Reat (2001), “Currency Substitution and Financial Sector Developments in Cambodia”, [ttp://www.crawford.anu.edu.au/degrees/idec/working_papers/IDEC01-4.pdf](http://www.crawford.anu.edu.au/degrees/idec/working_papers/IDEC01-4.pdf) (10.12.2012)
- Yamak, Nebiye ve Rahmi (1997), “Para İkamesi (Dolarizasyon) ve Türkiye Örneği” Doç. Dr. Yaman Aşıkoglu’ na Armağan, SPK Yayın, 56, 1-10.
- Yamak, Rahmi ve Köseoğlu, Mustafa (2008), **Uygulamalı İstatistik ve Ekonometri**, 4. Baskı, Trabzon: Aksakal Kitabevi.

- Yalta, A.Yasemin (2011a), "Döviz Kurunun Belirlenmesi", **Tüba Açık Ders Malzemeleri Portalı**, <http://www.acikders.org.tr> (11.11.2012)
- Yalta, A.Yasemin (2011b), "Rasyonel Beklentiler Teorisi", **Tüba Açık Ders Malzemeleri Portalı**, <http://www.acikders.org.tr> (15.12.2012)
- Yavuz, H.Hakan (2009), "Kamu Borç Yönetiminde Yabancı Para Cinsinden Borçlanmanın Etkileri: Türkiye Örneği", **Maliye Dergisi**, 157, 277-292.
- Yay, Gülsün Gürkan (2002), "1990'lı Yıllardaki Finansal Krizler ve Türkiye Krizi" **Yeni Türkiye Dergisi**, Ekonomik Kriz Özel Sayısı II, 42, 1234-1238.
- Yeldan, Erinç (2009), "Küreselleşme Sürecinde Türkiye Ekonomisi Bölüşüm, Birikim ve Büyüme", www.yenimakale.com/pdf/kuresellesme-surecinde-turkiye (25.11.2012)
- Yeyati, Eduardo Levy (2003), "Financial Dollarization: Where Do We Stand?", **Conference on Financial Dedollarization: Policy Options**, IADB, Washington.
- Yıldırım, Julide (2003), "Currency Substitution and the Demand for Money in Five European Union Countries", **Journal of Applied Economics**, 6(2), 361-383.
- Yılmaz, Durmuş (2006), "Dollarization: Consequences and Policy Options", **TCMB Uluslararası Konferans**, 14 Aralık, İstanbul.
- Yılmaz, Gökhan (2005), "Financial Dollarization, (De)Dollarization And The Turkish Experience", **Türkiye Ekonomi Kurumu: Tartışma Metni**, <http://www.tek.org.tr/dosyalar/G-YILMAZ-DE-DOLLAR.pdf> (17.12.2012)
- Yunisa, D.Olalekan (2009), "Macroeconomic Fluctuations and Deposit Dollarization in Sub-Saharan Africa: Evidence from Panel Data", <http://mpira.ub.uni-muenchen.de/16259/> (07.12.2012)
- Yücel, Fatih ve Ata, Ahmet Yılmaz (2003), "Eş-Bütünleşme ve Nedensellik Testleri Altında İkiz Açıklar Hipotezi: Türkiye Uygulaması", <http://www.econturk.org/Turkiyeekonomisi/fatih3.pdf> (18.12.2012)
- Zengin, Hilmi ve Kurt, Serdar (2010), "Beklentilerde Rasyonellik ve Yakın Rasyonelitenin Ekonometrik Testi", **Yönetim Bilimleri dergisi**, 8(1), 167-248.
- Zeytinoğlu, Erol (1976), **Genel Ekonomi**, 5.Baskı, Met/Er Matbaası, İstanbul.

EKLER

EK-1: Tanımlayıcı İstatistikler

| | DOL | TEFE | USD | EURO |
|---------------------|------------|-------------|------------|-------------|
| Mean | 0.398036 | 39176280 | 1.272653 | 1.553413 |
| Median | 0.385476 | 41848229 | 1.392000 | 1.734000 |
| Maximum | 0.594802 | 69410688 | 1.709000 | 2.289000 |
| Minimum | 0.262603 | 6768698. | 0.322000 | 0.374000 |
| Std. Dev. | 0.088624 | 17504827 | 0.363549 | 0.543299 |
| Skewness | 0.355325 | -0.356035 | -1.377124 | -0.980838 |
| Kurtosis | 1.957310 | 2.069775 | 3.622227 | 2.714980 |
| Jarque-Bera | 9.951422 | 8.577268 | 49.83156 | 24.55883 |
| Probability | 0.006904 | 0.013724 | 0.000000 | 0.000005 |
| Sum | 59.70535 | 5.88E+09 | 190.8980 | 233.0120 |
| Sum Sq. Dev. | 1.170275 | 4.57E+16 | 19.69299 | 43.98088 |
| Observations | 150 | 150 | 150 | 150 |

EK-2: DLDOL C TREND DLTEFE DLDOL(-1) Regresyon Çıktısı

Dependent Variable: DLDOL

Method: Least Squares

Date: 05/28/12 Time: 00:49

Sample (adjusted): 1999M03 2011M06

Included observations: 148 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-----------|-------------|------------|-------------|--------|
| C | 0.013350 | 0.004894 | -2.727976 | 0.0072 |
| TREND | 5.62E-05 | 4.56E-05 | 1.231897 | 0.2200 |
| DLTEFE | 0.444039 | 0.107723 | 4.122026 | 0.0001 |
| DLDOL(-1) | 0.308547 | 0.075102 | 4.108363 | 0.0001 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.256277 | Mean dependent var | 0.003138 |
| Adjusted R-squared | 0.240783 | S.D. dependent var | 0.022362 |
| S.E. of regression | 0.019485 | Akaike info criterion | 5.011693 |
| Sum squared resid | 0.054672 | Schwarz criterion | 4.930687 |
| Log likelihood | 374.8652 | F-statistic | 16.54016 |
| Durbin-Watson stat | 1.841683 | Prob(F-statistic) | 0.000000 |

EK-3: DLDOL C TREND DLUSD DLDOL(-1) Regresyon Çıktısı

Dependent Variable: DLDOL

Method: Least Squares

Date: 05/28/12 Time: 01:03

Sample (adjusted): 1999M03 2011M06

Included observations: 148 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | | | | - |
| C | 0.004803 | 0.003226 | -1.488584 | 0.1388 |
| TREND | 3.96E-06 | 3.65E-05 | 0.108536 | 0.9137 |
| DLUSD | 0.219633 | 0.035054 | 6.265475 | 0.0000 |
| DLDOL(-1) | 0.296769 | 0.069628 | 4.262189 | 0.0000 |
| | | | | - |
| R-squared | 0.346637 | Mean dependent var | | 0.003138 |
| Adjusted R-squared | 0.333025 | S.D. dependent var | | 0.022362 |
| | | | | - |
| S.E. of regression | 0.018263 | Akaike info criterion | | 5.141229 |
| | | | | - |
| Sum squared resid | 0.048029 | Schwarz criterion | | 5.060223 |
| Log likelihood | 384.4509 | F-statistic | | 25.46607 |
| Durbin-Watson stat | 2.147129 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-4: DLDOL C TREND DLEURO DLDOL(-1 TO -3) Regresyon Çıktısı

Dependent Variable: DLDOL

Method: Least Squares

Date: 05/28/12 Time: 01:19

Sample (adjusted): 1999M05 2011M06

Included observations: 146 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| C | 0.006821 | 0.003067 | -2.223697 | 0.0278 |
| TREND | 2.10E-05 | 3.48E-05 | 0.601584 | 0.5484 |
| DLEURO | 0.262020 | 0.031421 | 8.339071 | 0.0000 |
| DLDOL(-1) | 0.312591 | 0.069971 | 4.467420 | 0.0000 |
| | - | | | |
| DLDOL(-2) | 0.083350 | 0.074326 | -1.121414 | 0.2640 |
| DLDOL(-3) | 0.175563 | 0.070036 | 2.506747 | 0.0133 |
| | | | | - |
| R-squared | 0.446344 | Mean dependent var | | 0.003411 |
| Adjusted R-squared | 0.426570 | S.D. dependent var | | 0.022390 |
| | | | | - |
| S.E. of regression | 0.016955 | Akaike info criterion | | 5.276266 |
| | | | | - |
| Sum squared resid | 0.040247 | Schwarz criterion | | 5.153652 |
| Log likelihood | 391.1674 | F-statistic | | 22.57288 |
| Durbin-Watson stat | 2.041319 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-5: DLDOL C TREND DLTEFE DLUSD DLDOL(-1) Regresyon Çıktısı

Dependent Variable: DLDOL

Method: Least Squares

Date: 05/28/12 Time: 01:40

Sample (adjusted): 1999M03 2011M06

Included observations: 148 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| C | 0.012539 | 0.004515 | -2.777286 | 0.0062 |
| TREND | 5.67E-05 | 4.21E-05 | 1.347238 | 0.1800 |
| DLTEFE | 0.255171 | 0.105912 | 2.409281 | 0.0173 |
| DLUSD | 0.188876 | 0.036771 | 5.136568 | 0.0000 |
| DLDOL(-1) | 0.264807 | 0.069768 | 3.795538 | 0.0002 |
| | | | | - |
| R-squared | 0.372124 | Mean dependent var | | 0.003138 |
| Adjusted R-squared | 0.354561 | S.D. dependent var | | 0.022362 |
| | | | | - |
| S.E. of regression | 0.017966 | Akaike info criterion | | 5.167505 |
| | | | | - |
| Sum squared resid | 0.046156 | Schwarz criterion | | 5.066247 |
| Log likelihood | 387.3953 | F-statistic | | 21.18798 |
| Durbin-Watson stat | 2.034965 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-6: DLDOL C TREND DLTEFE DLEURO DLDOL (-1 TO -3) Regresyon Çıktısı

Dependent Variable: DLPIO

Method: Least Squares

Date: 05/28/12 Time: 01:57

Sample (adjusted): 1999M05 2011M06

Included observations: 146 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| C | 0.010425 | 0.004321 | -2.412281 | 0.0172 |
| TREND | 4.52E-05 | 4.04E-05 | 1.118515 | 0.2653 |
| DLTEFE | 0.123109 | 0.104139 | 1.182168 | 0.2392 |
| DLEURO | 0.244081 | 0.034853 | 7.003055 | 0.0000 |
| DLPIO(-1) | 0.298621 | 0.070864 | 4.213972 | 0.0000 |
| | - | | | |
| DLPIO(-2) | 0.084212 | 0.074224 | -1.134572 | 0.2585 |
| DLPIO(-3) | 0.163879 | 0.070632 | 2.320185 | 0.0218 |
| | | | | |
| R-squared | 0.451855 | Mean dependent var | | 0.003411 |
| Adjusted R-squared | 0.428194 | S.D. dependent var | | 0.022390 |
| | | | | |
| S.E. of regression | 0.016931 | Akaike info criterion | | 5.272571 |
| | | | | |
| Sum squared resid | 0.039846 | Schwarz criterion | | 5.129522 |
| Log likelihood | 391.8977 | F-statistic | | 19.09706 |
| Durbin-Watson stat | 2.007963 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-7: LDOL - LTEFE ve LTEFE-LDOL Granger Nedensellik Örnek Çıktısı

```
call 1999 1 12
all 2011:6
open data c:\data.xls
data(org=obs,for=xls)
set trend = t
set dol = dth/m2y
log dol / ldol
log tefe / ltefe
log usd / lUSD
log euro / leuro
linreg ldol
# constant trend ldol{1 to 2} ltefe{1 to 1}
```

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable LDOL

Monthly Data From 199:03 To 2011:06

Usable Observations 148 Degrees of Freedom 143

Centered R² 0.992049 R Bar ² 0.991826

Uncentered R² 0.999585 T x R² 147.939

Mean of Dependent Variable -0.946812375

Std Error of Dependent Variable 0.222886211

Standard Error of Estimate 0.020150599

Sum of Squared Residuals 0.0580646718

Regression F(4,143) 4460.4727

Significance Level of F 0.00000000

Log Likelihood 370.40945

Durbin-Watson Statistic 1.963529

Variable Coeff Std Error T-Stat Signif

1. Constant -0.096672341 0.170273209 -0.56775 0.57109614

Ek 7'nin devamı

- 2. TREND -0.000330750 0.000217360 -1.52167 0.13030068
- 3. LDOL{1} 1.346527402 0.076678013 17.56080 0.00000000
- 4. LDOL{2} -0.396915423 0.077456318 -5.12438 0.00000095
- 5. LTEFE{1} 0.004182228 0.009793613 0.42704 0.66999521

exclude

#ltefe{1 to 1}

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

LTEFE Lag(s) 1

t(143)= 0.427036 or F(1,143)= 0.182360 with Significance Level **0.66999521**

linreg ltefe

constant trend ltefe{1 to 8} ldol{1 to 1}

Linear Regression - Estimation by Least Squares

Dependent Variable LTEFE

Monthly Data From 199:09 To 211:06

Usable Observations 142 Degrees of Freedom 131

Centered R**2 0.999561 R Bar **2 0.999528

Uncentered R**2 1.000000 T x R**2 142.000

Mean of Dependent Variable 17.416731113

Std Error of Dependent Variable 0.524877840

Standard Error of Estimate 0.011403018

Sum of Squared Residuals 0.0170337746

Regression F(10,131) 29861.0796

Significance Level of F 0.00000000

Log Likelihood 439.52601

Durbin-Watson Statistic 2.000458

Ek 7'nin devamı

Variable Coeff Std Error T-Stat Signif

1. Constant 0.353086805 0.124287900 2.84088 0.00521867
2. TREND 0.000177158 0.000132962 1.33239 0.18504604
3. LTEFE{1} 1.723994064 0.086183724 20.00371 0.00000000
4. LTEFE{2} -1.127885176 0.167652373 -6.72752 0.00000000
5. LTEFE{3} 0.529047411 0.186280349 2.84006 0.00523128
6. LTEFE{4} -0.125374665 0.183469656 -0.68335 0.49559023
7. LTEFE{5} -0.126461906 0.179835799 -0.70321 0.48317425
8. LTEFE{6} 0.310004286 0.176951486 1.75192 0.08212818
9. LTEFE{7} -0.327992640 0.159430402 -2.05728 0.04164354
10. LTEFE{8} 0.124679014 0.082800740 1.50577 0.13453325
11. LDOL{1} 0.012583188 0.015062699 0.83539 0.40502071

exclude

ldol{1 to 1}

Null Hypothesis : The Following Coefficients Are Zero

LDOL Lag(s) 1

t(131)= 0.835387 or F(1,131)= 0.697872 with Significance Level 0.40502071

EK-8: LDOL C TREND LTEFE Regresyon Çıktısı (Engle-Granger Analizi İçin)

Dependent Variable: LDOL

Method: Least Squares

Date: 01/06/13 Time: 08:30

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 150

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| C | 5.530208 | 0.392207 | -14.10021 | 0.0000 |
| | - | | | |
| TREND | 0.008431 | 0.000344 | -24.53143 | 0.0000 |
| LTEFE | 0.300746 | 0.023969 | 12.54735 | 0.0000 |
| | | | | - |
| R-squared | 0.890788 | Mean dependent var | | 0.945641 |
| Adjusted R-squared | 0.889303 | S.D. dependent var | | 0.221616 |
| | | | | - |
| S.E. of regression | 0.073734 | Akaike info criterion | | 2.356898 |
| | | | | - |
| Sum squared resid | 0.799203 | Schwarz criterion | | 2.296685 |
| Log likelihood | 179.7673 | F-statistic | | 599.5054 |
| Durbin-Watson stat | 0.079392 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-9: LDOL C TREND LTEFE' Regresyon Modeli hata serisi ADF Sonuç Tablosu

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.601925 | 0.0094 |
| Test critical values: 1% level | -2.580681 | |
| 5% level | -1.942996 | |
| 10% level | -1.615279 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

EK-10: LDOL LETEFE Modeli İçin VAR Yöntemiyle Gecikmenin Belirlenmesi

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: LDOL
LTEFE
Exogenous variables: C TREND
Date: 05/22/12 Time: 13:20
Sample: 1999M01 2011M06
Included observations: 138

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|----------|-----------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 200.3623 | NA | 0.000199 | -2.845830 | -2.760982 | -2.811350 |
| 1 | 734.6564 | 1037.615 | 9.15e-08 | -10.53125 | -10.36156 | -10.46229 |
| 2 | 771.3748 | 70.24382 | 5.70e-08 | -11.00543 | -10.75089* | -10.90199 |
| 3 | 778.0998 | 12.67029* | 5.48e-08* | -11.04492* | -10.70553 | -10.90700* |
| 4 | 782.0806 | 7.384704 | 5.48e-08 | -11.04465 | -10.62041 | -10.87225 |
| 5 | 783.4370 | 2.476887 | 5.69e-08 | -11.00633 | -10.49725 | -10.79945 |
| 6 | 785.3752 | 3.483262 | 5.87e-08 | -10.97645 | -10.38252 | -10.73509 |
| 7 | 787.4276 | 3.628800 | 6.04e-08 | -10.94823 | -10.26944 | -10.67238 |
| 8 | 790.5369 | 5.407443 | 6.13e-08 | -10.93532 | -10.17169 | -10.62500 |
| 9 | 791.7686 | 2.106383 | 6.38e-08 | -10.89520 | -10.04672 | -10.55040 |
| 10 | 793.1847 | 2.380748 | 6.64e-08 | -10.85775 | -9.924422 | -10.47847 |
| 11 | 793.5731 | 0.641796 | 7.01e-08 | -10.80541 | -9.787233 | -10.39165 |
| 12 | 797.8757 | 6.983886 | 6.99e-08 | -10.80979 | -9.706770 | -10.36155 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

EK-11: LDOL LTEFE Johansen Koentegrasyon Çıktısı

Date: 05/24/12 Time: 16:50

Sample (adjusted): 1999M05 2011M06

Included observations: 146 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LDOL LTEFE

Lags interval (in first differences): 1 to 3

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.160964 | 33.46213 | 25.87211 | 0.0047 |
| At most 1 | 0.052275 | 7.838828 | 12.51798 | 0.2651 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized | | Max-Eigen | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None * | 0.160964 | 25.62330 | 19.38704 | 0.0054 |
| At most 1 | 0.052275 | 7.838828 | 12.51798 | 0.2651 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ek 11'in devamı

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b'S_{11}b=I$):

| | @TREND(99 | |
|--|-----------|--------------------|
| | LDOL | LTEFE M02) |
| | 7.749601 | -4.913780 0.069607 |
| | 12.07460 | -1.427080 0.078001 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | |
|----------|-----------|-----------|
| D(LDOL) | -0.001064 | -0.004544 |
| D(LTEFE) | 0.004425 | -0.001330 |

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 818.6717

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | @TREND(99 | |
|--|-----------|---------------------|
| | LDOL | LTEFE M02) |
| | 1.000000 | -0.634069 0.008982 |
| | | (0.11337) (0.00148) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|----------|-----------|
| D(LDOL) | -0.008247 |
| | (0.01321) |
| D(LTEFE) | 0.034292 |
| | (0.00769) |

EK-12: DLDOL DLTEFE Hata Düzeltme Modeli

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/29/12 Time: 03:31

Sample (adjusted): 1999M06 2011M06

Included observations: 145 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | |
|-------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| DLDOL(-1) | 1.000000 | |
| DLTEFE(-1) | -0.385090 (0.13909) [-2.76857] | |
| C | 0.009339 | |
| Error Correction: | D(DLDOL) | D(DLTEFE) |
| CointEq1 | -0.784616 (0.13059) [-6.00816] | -0.087710 (0.08217) [-1.06738] |
| D(DLDOL(-1)) | 0.174690 (0.12068) [1.44755] | 0.057324 (0.07594) [0.75490] |
| D(DLDOL(-2)) | 0.097067 (0.10407) [0.93267] | 0.057047 (0.06549) [0.87112] |
| D(DLDOL(-3)) | 0.176779 (0.08921) [1.98168] | 0.083665 (0.05613) [1.49050] |
| D(DLTEFE(-1)) | -0.155896 (0.14102) [-1.10550] | -0.165544 (0.08873) [-1.86563] |
| D(DLTEFE(-2)) | -0.353808 (0.13462) [-2.62814] | -0.373679 (0.08471) [-4.41131] |

Ek 12'nin devamı

| | | |
|--|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(DLTEFE(-3)) | -0.115188 (0.13786) [-0.83556] | -0.266855 (0.08674) [-3.07634] |
| C | -0.000126 (0.00170) [-0.07448] | -0.000514 (0.00107) [-0.48130] |
| <hr/> | | |
| R-squared | 0.347140 | 0.174760 |
| Adj. R-squared | 0.313782 | 0.132594 |
| Sum sq. Resids | 0.057229 | 0.022659 |
| S.E. equation | 0.020439 | 0.012861 |
| F-statistic | 10.40656 | 4.144611 |
| Log likelihood | 362.4670 | 429.6383 |
| Akaike AIC | -4.889199 | -5.815700 |
| Schwarz SC | -4.724966 | -5.651467 |
| Mean dependent | -3.04E-05 | -0.000393 |
| S.D. dependent | 0.024673 | 0.013809 |
| <hr/> | | |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 6.09E-08 |
| Determinant resid covariance | | 5.44E-08 |
| Log likelihood | | 801.2280 |
| Akaike information criterion | | -10.80314 |
| Schwarz criterion | | -10.43362 |
| <hr/> | | |

EK-13: LDOL C TREND LUSD Regresyon Çıktısı (Engle-Granger Analizi İçin)

Dependent Variable: LDOL

Method: Least Squares

Date: 01/06/13 Time: 09:47

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 150

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| C | 0.526497 | 0.009807 | -53.68798 | 0.0000 |
| | - | | | |
| TREND | 0.006341 | 0.000138 | -46.02648 | 0.0000 |
| LUSD | 0.300136 | 0.014838 | 20.22723 | 0.0000 |
| | | | | |
| R-squared | 0.940217 | Mean dependent var | | 0.945641 |
| Adjusted R-squared | 0.939403 | S.D. dependent var | | 0.221616 |
| | | | | |
| S.E. of regression | 0.054554 | Akaike info criterion | | 2.959459 |
| | | | | |
| Sum squared resid | 0.437490 | Schwarz criterion | | 2.899246 |
| Log likelihood | 224.9594 | F-statistic | | 1155.941 |
| Durbin-Watson stat | 0.125450 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-14: LDOL C TREND LUSD modeli hata terimleri ADF Testi

Null Hypothesis: RESID02 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=13)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.664457 | 0.0079 |
| Test critical values: 1% level | -2.581008 | |
| 5% level | -1.943042 | |
| 10% level | -1.615251 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

EK-15: LDOL C TREND LUSD Modeli İçin VAR Yöntemiyle Gecikmenin Belirlenmesi

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LDOL

LUSD

Exogenous variables: C TREND

Date: 05/23/12 Time: 15:19

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 138

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC |
|----------|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 215.9393 | NA | 0.000159 | -3.071584 | -2.986736 |
| 1 | 588.5790 | 723.6772 | 7.60e-07 | -8.414189 | -8.244493 |
| 2 | 608.0721 | 37.29108 | 6.07e-07 | -8.638726 | -8.384182* |
| 3 | 614.8075 | 12.68987 | 5.84e-07 | -8.678369 | -8.338977 |
| 4 | 620.9614 | 11.41597 | 5.66e-07* | -8.709585* | -8.285346 |
| 5 | 621.5010 | 0.985455 | 5.95e-07 | -8.659435 | -8.150348 |
| 6 | 622.9945 | 2.683821 | 6.18e-07 | -8.623108 | -8.029173 |
| 7 | 624.5251 | 2.706264 | 6.41e-07 | -8.587320 | -7.908536 |
| 8 | 630.0745 | 9.651290* | 6.27e-07 | -8.609776 | -7.846145 |
| 9 | 630.2276 | 0.261748 | 6.64e-07 | -8.554023 | -7.705544 |
| 10 | 630.3939 | 0.279630 | 7.02e-07 | -8.498463 | -7.565136 |
| 11 | 633.3062 | 4.811533 | 7.15e-07 | -8.482698 | -7.464523 |
| 12 | 635.6192 | 3.754414 | 7.34e-07 | -8.458249 | -7.355226 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

EK-16: LDOL LUSD Johansen Koentegrasyon Çıktısı

Date: 05/23/12 Time: 15:20

Sample (adjusted): 1999M06 2011M06

Included observations: 145 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LDOL LUSD

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None | 0.082563 | 18.58180 | 25.87211 | 0.3061 |
| At most 1 | 0.041110 | 6.087004 | 12.51798 | 0.4493 |

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized | | Max-Eigen | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None | 0.082563 | 12.49479 | 19.38704 | 0.3705 |
| At most 1 | 0.041110 | 6.087004 | 12.51798 | 0.4493 |

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ek 16'nin devamı

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b'S11*b=I$):

| | @TREND(99 | | |
|--|-----------|----------|-----------|
| | LDOL | LUSD | M02) |
| | -5.609998 | 4.512232 | -0.035105 |
| | -19.34655 | 4.587673 | -0.118901 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | |
|---------|-----------|----------|
| D(LDOL) | 0.000471 | 0.003866 |
| D(LUSD) | -0.009709 | 0.003704 |

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 653.5344

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | @TREND(99 | | |
|--|-----------|-----------|-----------|
| | LDOL | LUSD | M02) |
| | 1.000000 | -0.804320 | 0.006258 |
| | | (0.18905) | (0.00164) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|---------|-----------|
| D(LDOL) | -0.002642 |
| | (0.00924) |
| D(LUSD) | 0.054465 |
| | (0.01794) |

EK-17: LDOL C TREND LEURO Regresyon Çıktısı (Engle-Granger Analizi İçin)

Dependent Variable: LDOL

Method: Least Squares

Date: 01/06/13 Time: 10:36

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 150

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| C | 0.503536 | 0.012429 | -40.51306 | 0.0000 |
| | - | | | |
| TREND | 0.007318 | 0.000215 | -34.06896 | 0.0000 |
| LEURO | 0.299616 | 0.018779 | 15.95481 | 0.0000 |
| | | | | - |
| R-squared | 0.917202 | Mean dependent var | | 0.945641 |
| Adjusted R-squared | 0.916076 | S.D. dependent var | | 0.221616 |
| | | | | - |
| S.E. of regression | 0.064201 | Akaike info criterion | | 2.633784 |
| | | | | - |
| Sum squared resid | 0.605909 | Schwarz criterion | | 2.573572 |
| Log likelihood | 200.5338 | F-statistic | | 814.2052 |
| Durbin-Watson stat | 0.081031 | Prob(F-statistic) | | 0.000000 |

EK-18: LDOL C TREND LEURO Modeli Artıkları İçin ADF Testi

Null Hypothesis: RESID01 has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on AIC, MAXLAG=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.146996 | 0.0310 |
| Test critical values: 1% level | -2.581008 | |
| 5% level | -1.943042 | |
| 10% level | -1.615251 | |

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(RESID01)

Method: Least Squares

Date: 01/06/13 Time: 10:37

Sample (adjusted): 1999M06 2011M06

Included observations: 145 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| | - | | | |
| RESID01(-1) | 0.050577 | 0.023557 | -2.146996 | 0.0335 |
| D(RESID01(-1)) | 0.329563 | 0.081257 | 4.055791 | 0.0001 |
| | - | | | |
| D(RESID01(-2)) | 0.092453 | 0.084237 | -1.097542 | 0.2743 |
| D(RESID01(-3)) | 0.243175 | 0.083727 | 2.904377 | 0.0043 |
| | - | | | |
| D(RESID01(-4)) | 0.185915 | 0.083144 | -2.236061 | 0.0269 |
| R-squared | 0.165197 | Mean dependent var | | 0.000380 |
| Adjusted R-squared | 0.141346 | S.D. dependent var | | 0.018373 |
| | | | | - |
| S.E. of regression | 0.017025 | Akaike info criterion | | 5.274353 |
| | | | | - |
| Sum squared resid | 0.040581 | Schwarz criterion | | 5.171707 |
| Log likelihood | 387.3906 | Durbin-Watson stat | | 1.975635 |

EK-19: LDOL LEURO Modeli İçin VAR Yöntemiyle Gecikmenin Belirlenmesi

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LDOL

LEURO

Exogenous variables: C TREND

Date: 01/06/13 Time: 11:02

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 138

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC |
|-----|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 193.9499 | NA | 0.000219 | -2.752897 | -2.668049 |
| 1 | 585.1853 | 759.7906 | 7.98e-07 | -8.365005 | -8.195309 |
| 2 | 606.1307 | 40.06935 | 6.25e-07 | -8.610590 | -8.356046* |
| 3 | 608.2964 | 4.080356 | 6.41e-07 | -8.584006 | -8.244614 |
| 4 | 618.9368 | 19.73869 | 5.83e-07* | -8.680243* | -8.256004 |
| 5 | 621.0565 | 3.870763 | 5.99e-07 | -8.652993 | -8.143905 |
| 6 | 622.8550 | 3.232134 | 6.19e-07 | -8.621087 | -8.027152 |
| 7 | 624.7799 | 3.403430 | 6.38e-07 | -8.591013 | -7.912230 |
| 8 | 628.7730 | 6.944439 | 6.39e-07 | -8.590913 | -7.827281 |
| 9 | 632.1417 | 5.760945 | 6.45e-07 | -8.581763 | -7.733284 |
| 10 | 633.2775 | 1.909599 | 6.74e-07 | -8.540254 | -7.606927 |
| 11 | 637.3498 | 6.728092 | 6.74e-07 | -8.541302 | -7.523126 |
| 12 | 643.4545 | 9.909044* | 6.55e-07 | -8.571804 | -7.468781 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

EK-20: LDOL LEURO Johansen Koentegrasyon Çıktısı

Date: 05/23/12 Time: 16:08

Sample (adjusted): 1999M06 2011M06

Included observations: 145 after adjustments

Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)

Series: LDOL LEURO

Lags interval (in first differences): 1 to 4

Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized | | Trace | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None | 0.072486 | 17.55636 | 25.87211 | 0.3745 |
| At most 1 | 0.044797 | 6.645489 | 12.51798 | 0.3829 |

Trace test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized | | Max-Eigen | 0.05 | |
|--------------|------------|-----------|----------------|---------|
| No. of CE(s) | Eigenvalue | Statistic | Critical Value | Prob.** |
| None | 0.072486 | 10.91087 | 19.38704 | 0.5225 |
| At most 1 | 0.044797 | 6.645489 | 12.51798 | 0.3829 |

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Ek 20'nin devamı

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by $b^*S_{11}^*b=I$):

| | @TREND(99 | | |
|--|-----------|----------|-----------|
| | LDOL | LEURO | M02) |
| | -4.874290 | 4.050783 | -0.041630 |
| | -14.47007 | 2.395221 | -0.085897 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | |
|----------|-----------|----------|
| D(LDOL) | -0.001534 | 0.003903 |
| D(LEURO) | -0.010791 | 0.002341 |

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 652.3226

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| | @TREND(99 | | |
|--|-----------|-----------|-----------|
| | LDOL | LEURO | M02) |
| | 1.000000 | -0.831051 | 0.008541 |
| | | (0.24237) | (0.00270) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|----------|-----------|
| D(LDOL) | 0.007475 |
| | (0.00807) |
| D(LEURO) | 0.052600 |
| | (0.01685) |

EK-21: LDOL LTEFE LUSD Modeli İçin VAR Yöntemiyle Gecikmenin Belirlenmesi

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LDOL LTEFE LUSD

Exogenous variables: C TREND

Date: 05/23/12 Time: 16:33

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 138

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|----------|-----------------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 334.1048 | NA | 1.73e-06 | -4.755143 | -4.627871 | -4.703422 |
| 1 | 1008.152 | 1299.250 | 1.13e-10 | -14.39351 | -14.07533 | -14.26421 |
| 2 | 1050.858 | 80.46131 | 6.91e-11 | -14.88201 | -14.37292* | -14.67513 |
| 3 | 1065.625 | 27.17875* | 6.36e-11* | -14.96558* | -14.26558 | -14.68112* |
| 4 | 1074.119 | 15.26553 | 6.42e-11 | -14.95825 | -14.06735 | -14.59621 |
| 5 | 1075.850 | 3.035715 | 7.14e-11 | -14.85291 | -13.77109 | -14.41328 |
| 6 | 1080.637 | 8.185574 | 7.61e-11 | -14.79184 | -13.51912 | -14.27464 |
| 7 | 1084.210 | 5.955781 | 8.26e-11 | -14.71319 | -13.24957 | -14.11841 |
| 8 | 1090.334 | 9.939008 | 8.64e-11 | -14.67150 | -13.01697 | -13.99914 |
| 9 | 1091.210 | 1.384841 | 9.78e-11 | -14.55377 | -12.70833 | -13.80383 |
| 10 | 1093.525 | 3.556458 | 1.08e-10 | -14.45689 | -12.42054 | -13.62937 |
| 11 | 1095.745 | 3.314093 | 1.21e-10 | -14.35863 | -12.13137 | -13.45353 |
| 12 | 1100.841 | 7.384440 | 1.29e-10 | -14.30204 | -11.88387 | -13.31936 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

EK-22: LDOL LTEFE LUSD Johansen Koentegrasyon Çıktısı

Date: 05/24/12 Time: 18:30
 Sample (adjusted): 1999M05 2011M06
 Included observations: 146 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: LDOL LTEFE LUSD
 Lags interval (in first differences): 1 to 3
 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.173017 | 47.04838 | 42.91525 | 0.0183 |
| At most 1 | 0.083294 | 19.31261 | 25.87211 | 0.2627 |
| At most 2 | 0.044299 | 6.615264 | 12.51798 | 0.3864 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.173017 | 27.73577 | 25.82321 | 0.0277 |
| At most 1 | 0.083294 | 12.69735 | 19.38704 | 0.3530 |
| At most 2 | 0.044299 | 6.615264 | 12.51798 | 0.3864 |

Max-eigenvalue test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

| LDOL | LTEFE | LUSD | @TREND(99M02) |
|-----------|-----------|-----------|---------------|
| 1.032569 | -7.921649 | 4.307460 | 0.050858 |
| 18.88013 | 8.008778 | -12.68544 | 0.056937 |
| -10.10391 | 2.649399 | -1.821223 | -0.069534 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | | |
|----------|----------|-----------|----------|
| D(LDOL) | 0.000168 | -0.004268 | 0.002517 |
| D(LTEFE) | 0.004628 | -0.001005 | 0.000198 |
| D(LUSD) | 0.006255 | 0.002460 | 0.007143 |

Ek 22'nin devamı

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1123.597

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LDOL | LTEFE | LUSD | @TREND(99M02) |
|----------|-----------|-----------|---------------|
| 1.000000 | -7.671789 | 4.171597 | 0.049254 |
| | (2.22261) | (1.75213) | (0.01809) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|----------|-----------|
| D(LDOL) | 0.000173 |
| | (0.00169) |
| D(LTEFE) | 0.004779 |
| | (0.00095) |
| D(LUSD) | 0.006458 |
| | (0.00334) |

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1129.945

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LDOL | LTEFE | LUSD | @TREND(99M02) |
|----------|----------|-----------|---------------|
| 1.000000 | 0.000000 | -0.418118 | 0.005438 |
| | | (0.06257) | (0.00062) |
| 0.000000 | 1.000000 | -0.598259 | -0.005711 |
| | | (0.08207) | (0.00081) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | |
|----------|-----------|-----------|
| D(LDOL) | -0.080404 | -0.035508 |
| | (0.03017) | (0.01797) |
| D(LTEFE) | -0.014188 | -0.044707 |
| | (0.01740) | (0.01037) |
| D(LUSD) | 0.052896 | -0.029849 |
| | (0.06100) | (0.03634) |

EK-23: DLDOL-DLTEFE-DLUSD Hata Düzeltme Modeli

Vector Error Correction Estimates
 Date: 05/29/12 Time: 14:08
 Sample (adjusted): 1999M05 2011M06
 Included observations: 146 after adjustments
 Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | |
|-------------------|------------|--|--|
| DLDOL(-1) | 1.000000 | | |
| DLTEFE(-1) | -0.224401 | | |
| | (0.14083) | | |
| | [-1.59345] | | |
| DLUSD(-1) | -0.189172 | | |
| | (0.07081) | | |
| | [-2.67153] | | |
| C | 0.008644 | | |

| Error Correction: | D(DLDOL) | D(DLTEFE) | D(DLUSD) |
|-------------------|------------|------------|------------|
| CointEq1 | -0.822017 | 0.017827 | -0.743875 |
| | (0.13186) | (0.08437) | (0.28141) |
| | [-6.23404] | [0.21130] | [-2.64336] |
| D(DLDOL(-1)) | 0.097984 | -0.078474 | 0.792967 |
| | (0.11400) | (0.07294) | (0.24329) |
| | [0.85953] | [-1.07587] | [3.25933] |
| D(DLDOL(-2)) | -0.031896 | -0.069273 | 0.059135 |
| | (0.09582) | (0.06131) | (0.20449) |
| | [-0.33288] | [-1.12993] | [0.28918] |
| D(DLTEFE(-1)) | -0.135226 | -0.150476 | -0.358051 |
| | (0.13719) | (0.08778) | (0.29279) |
| | [-0.98566] | [-1.71422] | [-1.22288] |
| D(DLTEFE(-2)) | -0.296337 | -0.247671 | -0.362506 |
| | (0.13179) | (0.08433) | (0.28127) |
| | [-2.24851] | [-2.93706] | [-1.28882] |
| D(DLUSD(-1)) | -0.044720 | 0.106997 | -0.457458 |
| | (0.04656) | (0.02979) | (0.09937) |
| | [-0.96050] | [3.59164] | [-4.60374] |
| D(DLUSD(-2)) | -0.015679 | 0.046471 | -0.418140 |
| | (0.04307) | (0.02756) | (0.09191) |
| | [-0.36408] | [1.68649] | [-4.54944] |

Ek 23'ün devamı

,

| | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| C | -0.000210 (0.00164) [-0.12844] | -0.000304 (0.00105) [-0.28974] | -0.000563 (0.00350) [-0.16109] |
| R-squared | 0.385937 | 0.200684 | 0.288969 |
| Adj. R-squared | 0.354788 | 0.160139 | 0.252902 |
| Sum sq. resids | 0.054056 | 0.022130 | 0.246213 |
| S.E. equation | 0.019792 | 0.012664 | 0.042239 |
| F-statistic | 12.39036 | 4.949668 | 8.012041 |
| Log likelihood | 369.6323 | 434.8268 | 258.9519 |
| Akaike AIC | -4.953868 | -5.846942 | -3.437698 |
| Schwarz SC | -4.790382 | -5.683457 | -3.274213 |
| Mean dependent | -0.000163 | -0.000289 | -0.000228 |
| S.D. dependent | 0.024640 | 0.013818 | 0.048868 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 8.30E-11 | |
| Determinant resid covariance | | 7.01E-11 | |
| Log likelihood | | 1085.344 | |
| Akaike information criterion | | -14.49786 | |
| Schwarz criterion | | -13.94609 | |

EK-24: LDOL LTEFE LEURO Modeli İçin VAR Yöntemiyle Gecikmenin Belirlenmesi

VAR Lag Order Selection Criteria

Endogenous variables: LDOL LTEFE LEURO

Exogenous variables: C TREND

Date: 05/23/12 Time: 17:19

Sample: 1999M01 2011M06

Included observations: 138

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|----------|------------------|------------------|-------------------|-------------------|-------------------|
| 0 | 378.5579 | NA | 9.07e-07 | -5.399390 | -5.272118 | -5.347670 |
| 1 | 1015.618 | 1227.956 | 1.01e-10 | -14.50170 | -14.18352 | -14.37240 |
| 2 | 1070.798 | 103.9630 | 5.18e-11 | -15.17098 | -14.66190* | -14.96410* |
| 3 | 1082.868 | 22.21501 | 4.95e-11 | -15.21547 | -14.51548 | -14.93101 |
| 4 | 1095.479 | 22.66427 | 4.71e-11* | -15.26781* | -14.37691 | -14.90577 |
| 5 | 1098.734 | 5.707866 | 5.12e-11 | -15.18455 | -14.10274 | -14.74493 |
| 6 | 1103.666 | 8.434877 | 5.45e-11 | -15.12560 | -13.85288 | -14.60840 |
| 7 | 1113.878 | 17.01913 | 5.37e-11 | -15.14316 | -13.67953 | -14.54837 |
| 8 | 1116.673 | 4.537565 | 5.90e-11 | -15.05323 | -13.39870 | -14.38087 |
| 9 | 1123.487 | 10.76440 | 6.12e-11 | -15.02156 | -13.17611 | -14.27161 |
| 10 | 1132.000 | 13.07695 | 6.21e-11 | -15.01449 | -12.97814 | -14.18697 |
| 11 | 1137.023 | 7.497811 | 6.63e-11 | -14.95685 | -12.72959 | -14.05175 |
| 12 | 1149.713 | 18.39188* | 6.35e-11 | -15.01033 | -12.59217 | -14.02765 |

* indicates lag order selected by the criterion

LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)

FPE: Final prediction error

AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion

HQ: Hannan-Quinn information criterion

EK-25: LDOL-LTEFE-LEURO Johansen Koentegrasyon Çıktısı

Date: 05/24/12 Time: 19:33
 Sample (adjusted): 1999M06 2011M06
 Included observations: 145 after adjustments
 Trend assumption: Linear deterministic trend (restricted)
 Series: LDOL LTEFE LEURO
 Lags interval (in first differences): 1 to 4
 Unrestricted Cointegration Rank Test (Trace)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Trace Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|--------------------|------------------------|---------|
| None * | 0.144036 | 44.47697 | 42.91525 | 0.0346 |
| At most 1 | 0.094654 | 21.92555 | 25.87211 | 0.1434 |
| At most 2 | 0.050455 | 7.506980 | 12.51798 | 0.2946 |

Trace test indicates 1 cointegrating eqn(s) at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegration Rank Test (Maximum Eigenvalue)

| Hypothesized No. of CE(s) | Eigenvalue | Max-Eigen Statistic | 0.05 Critical Value | Prob.** |
|------------------------------|------------|------------------------|------------------------|---------|
| None | 0.144036 | 22.55142 | 25.82321 | 0.1276 |
| At most 1 | 0.094654 | 14.41857 | 19.38704 | 0.2273 |
| At most 2 | 0.050455 | 7.506980 | 12.51798 | 0.2946 |

Max-eigenvalue test indicates no cointegration at the 0.05 level

* denotes rejection of the hypothesis at the 0.05 level

**MacKinnon-Haug-Michelis (1999) p-values

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b'S11*b=I):

| LDOL | LTEFE | LEURO | @TREND(99M02) |
|-----------|-----------|-----------|---------------|
| 9.309298 | -4.250360 | -1.439726 | 0.079072 |
| -7.488443 | -18.99434 | 18.74152 | 0.032306 |
| -11.71504 | 0.280402 | 0.474329 | -0.062838 |

Unrestricted Adjustment Coefficients (alpha):

| | | | |
|----------|-----------|-----------|----------|
| D(LDOL) | -0.000846 | 0.000381 | 0.004259 |
| D(LTEFE) | 0.003655 | 0.000843 | 0.000909 |
| D(LEURO) | 0.007632 | -0.007468 | 0.005737 |

Ek 25'in devamı

1 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1136.113

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LDOL | LTEFE | LEURO | @TREND(99M02) |
|----------|-----------|-----------|---------------|
| 1.000000 | -0.456571 | -0.154655 | 0.008494 |
| | (0.43598) | (0.37322) | (0.00226) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | |
|----------|-----------|
| D(LDOL) | -0.007877 |
| | (0.01555) |
| D(LTEFE) | 0.034029 |
| | (0.00827) |
| D(LEURO) | 0.071047 |
| | (0.03241) |

2 Cointegrating Equation(s): Log likelihood 1143.322

Normalized cointegrating coefficients (standard error in parentheses)

| LDOL | LTEFE | LEURO | @TREND(99M02) |
|----------|----------|-----------|---------------|
| 1.000000 | 0.000000 | -0.512838 | 0.006540 |
| | | (0.08180) | (0.00089) |
| 0.000000 | 1.000000 | -0.784506 | -0.004279 |
| | | (0.05794) | (0.00063) |

Adjustment coefficients (standard error in parentheses)

| | | |
|----------|-----------|-----------|
| D(LDOL) | -0.010731 | -0.003644 |
| | (0.01995) | (0.03250) |
| D(LTEFE) | 0.027716 | -0.031549 |
| | (0.01057) | (0.01722) |
| D(LEURO) | 0.126972 | 0.109415 |
| | (0.04086) | (0.06656) |

EK-26: DLDOL-DLTEFE-DLEURO Hata Düzeltme Modeli

Vector Error Correction Estimates

Date: 05/29/12 Time: 14:41

Sample (adjusted): 1999M06 2011M06

Included observations: 145 after adjustments

Standard errors in () & t-statistics in []

| Cointegrating Eq: | CointEq1 | | |
|-------------------|------------|------------|------------|
| DLDOL(-1) | 1.000000 | | |
| DLTEFE(-1) | 0.668737 | | |
| | (0.18726) | | |
| | [3.57113] | | |
| DLEURO(-1) | -0.968716 | | |
| | (0.10197) | | |
| | [-9.49965] | | |
| C | 0.004536 | | |
| Error Correction: | D(DLDOL) | D(DLTEFE) | D(DLEURO) |
| CointEq1 | -0.258698 | -0.171451 | 0.499566 |
| | (0.10027) | (0.05245) | (0.20566) |
| | [-2.58009] | [-3.26914] | [2.42913] |
| D(DLDOL(-1)) | -0.325109 | 0.041101 | -0.387120 |
| | (0.11530) | (0.06031) | (0.23649) |
| | [-2.81968] | [0.68152] | [-1.63694] |
| D(DLDOL(-2)) | -0.269063 | 0.100568 | -0.018066 |
| | (0.10741) | (0.05618) | (0.22030) |
| | [-2.50508] | [1.79009] | [-0.08201] |
| D(DLDOL(-3)) | -0.122484 | 0.028497 | -0.486161 |
| | (0.10023) | (0.05243) | (0.20559) |
| | [-1.22198] | [0.54355] | [-2.36473] |
| D(DLTEFE(-1)) | -0.090097 | -0.134133 | -0.697570 |
| | (0.16971) | (0.08877) | (0.34810) |
| | [-0.53087] | [-1.51101] | [-2.00395] |
| D(DLTEFE(-2)) | -0.116495 | -0.188463 | -0.947275 |
| | (0.17334) | (0.09067) | (0.35554) |
| | [-0.67206] | [-2.07863] | [-2.66436] |
| D(DLTEFE(-3)) | 0.025943 | -0.305300 | -0.285932 |
| | (0.15974) | (0.08355) | (0.32764) |
| | [0.16241] | [-3.65399] | [-0.87271] |

Ek 26'nin devamı

| | | | |
|---|--------------------------------------|--------------------------------------|--------------------------------------|
| D(DLEURO(-1)) | -0.048022 (0.08592) [-0.55891] | -0.034647 (0.04494) [-0.77093] | 0.119311 (0.17623) [0.67701] |
| D(DLEURO(-2)) | -0.066566 (0.07111) [-0.93605] | -0.135010 (0.03720) [-3.62963] | -0.068380 (0.14586) [-0.46881] |
| D(DLEURO(-3)) | -0.029185 (0.05775) [-0.50535] | -0.019226 (0.03021) [-0.63647] | 0.177061 (0.11845) [1.49477] |
| C | -0.000183 (0.00184) [-0.09930] | -0.000493 (0.00096) [-0.51261] | -0.000552 (0.00377) [-0.14654] |
| R-squared | 0.252072 | 0.346731 | 0.308856 |
| Adj. R-squared | 0.196256 | 0.297979 | 0.257278 |
| Sum sq. resids | 0.065563 | 0.017937 | 0.275819 |
| S.E. equation | 0.022120 | 0.011570 | 0.045369 |
| F-statistic | 4.516163 | 7.112210 | 5.988139 |
| Log likelihood | 352.6110 | 446.5804 | 248.4478 |
| Akaike AIC | -4.711876 | -6.008006 | -3.275142 |
| Schwarz SC | -4.486055 | -5.782185 | -3.049320 |
| Mean dependent | -3.04E-05 | -0.000393 | -0.000114 |
| S.D. dependent | 0.024673 | 0.013809 | 0.052644 |
| Determinant resid covariance (dof adj.) | | 6.33E-11 | |
| Determinant resid covariance | | 4.99E-11 | |
| Log likelihood | | 1102.500 | |
| Akaike information criterion | | -14.71034 | |
| Schwarz criterion | | -13.97129 | |

EK- 27: Veri Seti

| Tarih | m2y | Dth | usd | euro | Tefe |
|--------------|-----------------|----------------|------------|-------------|-------------|
| 1999,01 | 20540731,72857 | 8690171,00000 | 0,322 | 0,374 | 6768698 |
| 1999,02 | 21202751,40000 | 8992692,75000 | 0,342 | 0,383 | 6836615 |
| 1999,03 | 22390977,90870 | 9633985,21739 | 0,362 | 0,393 | 7083374 |
| 1999,04 | 23518195,43636 | 10315650,68182 | 0,380 | 0,407 | 7369231 |
| 1999,05 | 24922980,19524 | 10930599,38095 | 0,396 | 0,420 | 7780870 |
| 1999,06 | 25986921,85909 | 11301437,45455 | 0,413 | 0,428 | 7954248 |
| 1999,07 | 27916984,59091 | 11948011,09091 | 0,426 | 0,441 | 8269936 |
| 1999,08 | 29866566,23636 | 12689213,22727 | 0,436 | 0,462 | 8474247 |
| 1999,09 | 31835420,99091 | 13604552,36364 | 0,454 | 0,476 | 8810045 |
| 1999,10 | 33853586,28571 | 14616471,28571 | 0,468 | 0,501 | 9118243 |
| 1999,11 | 35905018,02273 | 16034434,68182 | 0,498 | 0,514 | 9609176 |
| 1999,12 | 38332419,78261 | 17414907,26087 | 0,528 | 0,533 | 10238991 |
| 2000,01 | 40632218,33333 | 18133970,71429 | 0,546 | 0,553 | 10847212 |
| 2000,02 | 41668945,61905 | 19277302,57143 | 0,564 | 0,555 | 11295284 |
| 2000,03 | 42458223,56522 | 20182587,21739 | 0,582 | 0,560 | 11546707 |
| 2000,04 | 43876692,50000 | 20924474,25000 | 0,598 | 0,566 | 11902088 |
| 2000,05 | 45257517,39130 | 22096395,82609 | 0,618 | 0,560 | 12254628 |
| 2000,06 | 46304862,27273 | 22658111,86364 | 0,616 | 0,585 | 12537737 |
| 2000,07 | 48682210,47619 | 23420339,28571 | 0,629 | 0,591 | 12730960 |
| 2000,08 | 50078746,86957 | 24088252,08696 | 0,647 | 0,585 | 13097673 |
| 2000,09 | 51034830,80952 | 25029350,33333 | 0,666 | 0,580 | 13379446 |
| 2000,10 | 52360240,18182 | 25545664,13636 | 0,679 | 0,580 | 13667439 |
| 2000,11 | 53595580,77273 | 25785828,95455 | 0,684 | 0,585 | 13957066 |
| 2000,12 | 55253955,90476 | 24550622,47619 | 0,676 | 0,606 | 14220214 |
| 2001,01 | 56251679,86957 | 24461099,73913 | 0,672 | 0,630 | 14406456 |
| 2001,02 | 60077670,45000 | 26801947,05000 | 0,787 | 0,681 | 14640811 |
| 2001,03 | 69418004,95455 | 31522818,18182 | 0,982 | 0,878 | 15904834 |
| 2001,04 | 75419719,90476 | 37228628,71429 | 1,065 | 1,078 | 17954700 |
| 2001,05 | 75498604,86957 | 37311067,91304 | 1,143 | 0,993 | 18980565 |
| 2001,06 | 81033608,09524 | 41398844,76190 | 1,225 | 1,037 | 19455489 |
| 2001,07 | 86511439,63636 | 47102526,90909 | 1,315 | 1,135 | 20210225 |
| 2001,08 | 92546296,65217 | 52682649,47826 | 1,408 | 1,259 | 20994819 |
| 2001,09 | 98723493,25000 | 56729592,75000 | 1,479 | 1,340 | 21948667 |
| 2001,10 | 104699380,65217 | 62275356,65217 | 1,600 | 1,450 | 23286335 |
| 2001,11 | 104002575,68182 | 59886156,90909 | 1,516 | 1,352 | 24666478 |
| 2001,12 | 103694959,90476 | 57411989,28571 | 1,441 | 1,292 | 25396399 |
| 2002,01 | 101398316,39130 | 54812150,73913 | 1,366 | 1,211 | 26199026 |
| 2002,02 | 102619350,20000 | 54445259,90000 | 1,354 | 1,174 | 26980633 |
| 2002,03 | 103383013,14286 | 53830527,38095 | 1,351 | 1,187 | 27665922 |

Ek 27'nin devamı

| Tarih | m2y | Dth | usd | euro | Tefe |
|--------------|-----------------|----------------|------------|-------------|-------------|
| 2002,04 | 102999150,95455 | 52844238,95455 | 1,320 | 1,165 | 28008712 |
| 2002,05 | 107713421,47826 | 56383074,47826 | 1,396 | 1,272 | 28256355 |
| 2002,06 | 113762108,75000 | 61794434,50000 | 1,531 | 1,453 | 28398091 |
| 2002,07 | 120520165,69565 | 67375875,30435 | 1,653 | 1,642 | 29011631 |
| 2002,08 | 121816759,95455 | 67793174,90909 | 1,635 | 1,602 | 29377521 |
| 2002,09 | 125416071,85714 | 69211698,71429 | 1,648 | 1,615 | 29738574 |
| 2002,10 | 127169320,04348 | 70067320,00000 | 1,651 | 1,620 | 30455458 |
| 2002,11 | 127493544,04762 | 68215768,19048 | 1,596 | 1,610 | 31368456 |
| 2002,12 | 131117886,27273 | 70035634,40909 | 1,593 | 1,618 | 32234589 |
| 2003,01 | 135381195,52174 | 73202597,52174 | 1,659 | 1,761 | 33328759 |
| 2003,02 | 135449694,75000 | 71324826,00000 | 1,624 | 1,754 | 34082790 |
| 2003,03 | 133652657,42857 | 69940906,14286 | 1,490 | 1,792 | 34690067 |
| 2003,04 | 130021842,59091 | 66599679,68182 | 1,619 | 1,768 | 35302149 |
| 2003,05 | 128216276,90909 | 63307194,00000 | 1,484 | 1,720 | 35416296 |
| 2003,06 | 129719072,38095 | 62626339,90476 | 1,424 | 1,663 | 35831925 |
| 2003,07 | 131602181,73913 | 62074123,56522 | 1,403 | 1,594 | 36052978 |
| 2003,08 | 133616010,95238 | 62222848,57143 | 1,401 | 1,564 | 36311580 |
| 2003,09 | 137216967,81818 | 63143935,04545 | 1,379 | 1,539 | 36372834 |
| 2003,10 | 143921893,39130 | 66525603,21739 | 1,434 | 1,668 | 37017675 |
| 2003,11 | 148506910,75000 | 69569078,25000 | 1,477 | 1,721 | 37719866 |
| 2003,12 | 149476146,91304 | 69229565,65217 | 1,428 | 1,757 | 38213001 |
| 2004,01 | 152644069,36364 | 65518934,54545 | 1,346 | 1,700 | 38337178 |
| 2004,02 | 153009113,25000 | 63565504,00000 | 1,323 | 1,681 | 38675340 |
| 2004,03 | 154408916,60870 | 62630579,30435 | 1,321 | 1,619 | 39330470 |
| 2004,04 | 158194930,36364 | 63798116,18182 | 1,376 | 1,627 | 39711578 |
| 2004,05 | 165213745,28571 | 69033323,66667 | 1,515 | 1,806 | 40170214 |
| 2004,06 | 165899071,90909 | 68775796,45455 | 1,492 | 1,812 | 40214358 |
| 2004,07 | 166855949,63636 | 68462703,90909 | 1,453 | 1,782 | 39503097 |
| 2004,08 | 171543901,50000 | 71260140,40909 | 1,476 | 1,792 | 39952609 |
| 2004,09 | 177190024,09091 | 74037415,63636 | 1,498 | 1,833 | 40663255 |
| 2004,10 | 179402823,90476 | 75382374,61905 | 1,485 | 1,855 | 41098421 |
| 2004,11 | 182242769,09091 | 76097885,27273 | 1,442 | 1,878 | 41162348 |
| 2004,12 | 183739660,43478 | 76084066,91304 | 1,390 | 1,870 | 41184817 |
| 2005,01 | 183444484,76191 | 74682693,19048 | 1,331 | 1,783 | 41424362 |
| 2005,02 | 180319619,35000 | 71769199,80000 | 1,335 | 1,708 | 41581399 |
| 2005,03 | 183929791,13044 | 71392409,08696 | 1,339 | 1,726 | 41603580 |
| 2005,04 | 190570704,85714 | 72950898,95238 | 1,355 | 1,756 | 42092877 |
| 2005,05 | 192781627,22727 | 72728991,72727 | 1,369 | 1,742 | 42291509 |

Ek 27'nin devamı

| Tarih | m2y | Dth | usd | euro | Tefe |
|--------------|-----------------|-----------------|------------|-------------|-------------|
| 2005,06 | 196412299,04546 | 71712787,45455 | 1,358 | 1,654 | 42195286 |
| 2005,07 | 202864606,52381 | 72622419,90476 | 1,336 | 1,609 | 42220431 |
| 2005,08 | 208647124,95652 | 73897134,60870 | 1,340 | 1,648 | 42421011 |
| 2005,09 | 214261057,31818 | 75667179,72727 | 1,338 | 1,640 | 42720130 |
| 2005,10 | 218904461,19048 | 75775870,28571 | 1,355 | 1,628 | 42791338 |
| 2005,11 | 220249684,04546 | 74252033,59091 | 1,352 | 1,600 | 43007508 |
| 2005,12 | 226323491,18182 | 75477680,90909 | 1,356 | 1,600 | 43368874 |
| 2006,01 | 230722410,09091 | 76967955,09091 | 1,317 | 1,611 | 43401980 |
| 2006,02 | 231379370,20000 | 78228634,45000 | 1,324 | 1,583 | 43601655 |
| 2006,03 | 238389525,82609 | 79124365,39130 | 1,332 | 1,600 | 43674019 |
| 2006,04 | 242890374,50000 | 77066121,75000 | 1,334 | 1,633 | 44197771 |
| 2006,05 | 254838162,95652 | 83397052,08696 | 1,418 | 1,808 | 45210361 |
| 2006,06 | 269762924,40909 | 92152141,22727 | 1,597 | 2,023 | 46000172 |
| 2006,07 | 265504297,66667 | 89932849,23810 | 1,555 | 1,972 | 46058258 |
| 2006,08 | 264146404,39130 | 89209462,30455 | 1,466 | 1,878 | 46103224 |
| 2006,09 | 267567759,66667 | 92150264,66667 | 1,476 | 1,881 | 46677097 |
| 2006,10 | 273471647,45455 | 94920238,50000 | 1,480 | 1,868 | 46953088 |
| 2006,11 | 277884528,09091 | 97835832,63636 | 1,455 | 1,869 | 47461522 |
| 2006,12 | 282272157,76191 | 100238021,19048 | 1,430 | 1,889 | 47861256 |
| 2007,01 | 286666799,60870 | 102777753,39130 | 1,424 | 1,849 | 48079987 |
| 2007,02 | 288293732,85000 | 103165674,30000 | 1,394 | 1,820 | 48027545 |
| 2007,03 | 293526180,09091 | 104782835,27273 | 1,407 | 1,862 | 48697881 |
| 2007,04 | 294747983,61905 | 105908197,00000 | 1,359 | 1,833 | 49021039 |
| 2007,05 | 300700542,30435 | 106354110,60870 | 1,335 | 1,806 | 49087122 |
| 2007,06 | 305632799,33333 | 106774747,57143 | 1,319 | 1,769 | 48626972 |
| 2007,07 | 311118393,95455 | 107893590,59091 | 1,279 | 1,753 | 49171975 |
| 2007,08 | 316374643,17391 | 108551795,73913 | 1,312 | 1,786 | 50017373 |
| 2007,09 | 317022950,66667 | 106611091,66667 | 1,264 | 1,753 | 50484947 |
| 2007,10 | 317147692,52174 | 104331335,34783 | 1,200 | 1,704 | 50903640 |
| 2007,11 | 319555417,36364 | 104743994,63636 | 1,188 | 1,742 | 51394781 |
| 2007,12 | 325967466,38095 | 103831534,23810 | 1,176 | 1,714 | 51333167 |
| 2008,01 | 327324733,82609 | 104153521,69565 | 1,173 | 1,725 | 51793779 |
| 2008,02 | 331550702,76191 | 104920463,90476 | 1,191 | 1,755 | 52307337 |
| 2008,03 | 344066622,52381 | 109308558,71429 | 1,235 | 1,915 | 53691491 |
| 2008,04 | 356654201,63636 | 115699094,50000 | 1,300 | 2,049 | 55779782 |
| 2008,05 | 354523044,36364 | 116437126,50000 | 1,250 | 1,945 | 56462967 |
| 2008,06 | 359255195,09524 | 117385562,14286 | 1,231 | 1,913 | 55882049 |

Ek 27'nin devamı

| Tarih | m2y | dth | usd | euro | Tefe |
|--------------|-----------------|-----------------|------------|-------------|-------------|
| 2008,08 | 361250619,76191 | 113772533,76191 | 1,176 | 1,766 | 55897583 |
| 2008,09 | 370222491,00000 | 114580020,36364 | 1,233 | 1,774 | 55986457 |
| 2008,10 | 385201776,00000 | 119739844,83333 | 1,477 | 1,968 | 56603483 |
| 2008,11 | 401169890,00000 | 127048497,75000 | 1,592 | 2,026 | 56664536 |
| 2008,12 | 409841400,52174 | 127563090,78261 | 1,568 | 2,092 | 55367728 |
| 2009,01 | 412917192,86364 | 130641137,59091 | 1,593 | 2,120 | 55051658 |
| 2009,02 | 413208042,00000 | 131012160,75000 | 1,656 | 2,121 | 55093938 |
| 2009,03 | 419244438,18182 | 135339370,81818 | 1,709 | 2,224 | 55449689 |
| 2009,04 | 413141075,36364 | 133661250,63636 | 1,607 | 2,122 | 55856107 |
| 2009,05 | 414176475,80952 | 133996681,80952 | 1,556 | 2,117 | 55403180 |
| 2009,06 | 419902092,04546 | 134541083,09091 | 1,544 | 2,164 | 55093938 |
| 2009,07 | 422138546,08696 | 133394934,21739 | 1,518 | 2,137 | 55518741 |
| 2009,08 | 424996055,81250 | 135511429,43750 | 1,483 | 2,114 | 55626259 |
| 2009,09 | 434781238,09091 | 139060715,59091 | 1,489 | 2,163 | 56430965 |
| 2009,10 | 437140080,18182 | 138944531,18182 | 1,466 | 2,172 | 56683579 |
| 2009,11 | 443965823,38095 | 139377826,04762 | 1,484 | 2,211 | 57039397 |
| 2009,12 | 452233906,82609 | 138802601,86957 | 1,504 | 2,200 | 57501928 |
| 2010,01 | 457030976,76191 | 138627175,23810 | 1,470 | 2,102 | 58830614 |
| 2010,02 | 459434646,25000 | 136979662,25000 | 1,510 | 2,069 | 59786459 |
| 2010,03 | 468230036,86957 | 136629081,91304 | 1,532 | 2,081 | 60668347 |
| 2010,04 | 470658775,54546 | 137928048,22727 | 1,492 | 2,004 | 61450182 |
| 2010,05 | 477206075,52381 | 134338537,23810 | 1,539 | 1,945 | 60724580 |
| 2010,06 | 488624457,31818 | 132892938,86364 | 1,574 | 1,923 | 60616513 |
| 2010,07 | 496600576,95455 | 135322109,45455 | 1,540 | 1,961 | 60761216 |
| 2010,08 | 499590454,76471 | 139399625,47059 | 1,506 | 1,947 | 60917432 |
| 2010,09 | 507335822,50000 | 140995062,09091 | 1,488 | 1,949 | 61584410 |
| 2010,10 | 508744686,38095 | 142915659,80952 | 1,422 | 1,975 | 62625066 |
| 2010,11 | 523285870,72727 | 144922646,27273 | 1,433 | 1,968 | 63808625 |
| 2010,12 | 533858519,73913 | 143953235,08696 | 1,517 | 2,004 | 64854741 |
| 2011,01 | 541090427,33333 | 142091976,09524 | 1,558 | 2,079 | 66675435 |
| 2011,02 | 548307175,45000 | 145566180,60000 | 1,587 | 2,165 | 68288599 |
| 2011,03 | 564403423,91304 | 153086567,04348 | 1,579 | 2,208 | 68893576 |
| 2011,04 | 567690196,52381 | 153709326,80952 | 1,520 | 2,192 | 69410688 |
| 2011,05 | 578742609,13636 | 154964757,59091 | 1,568 | 2,255 | 68855119 |
| 2011,06 | 587441926,07692 | 156584340,61539 | 1,592 | 2,289 | 68673104 |

ÖZGEÇMİŞ

İsmail Hakkı KOFOĞLU, 10.03.1962 tarihinde Trabzon-Çaykara'da doğdu. İlk ve Orta öğretimini Çaykara'da tamamladıktan sonra Trabzon Ticaret Lisesi'ni bitirdi. 1983 yılında Atatürk Üniversitesi, İktisadi İdari Bilimler Fakültesi, İşletme Yönetimi bölümünden mezun olduktan sonra özel sektörde çalıştı. 2008 yılında Karadeniz Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsünde İktisat Anabilim dalında yüksek lisans yapmaya başlayıp halen yüksek lisans öğrenimine devam etmektedir. İ. H. Kofoğlu, evli ve dört çocuk babası olup Almanca ve İngilizce bilmektedir.