

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

**TAYLOR KURALI: TÜRKİYE İÇİN ASİMETRİK  
ETKİLERİN TESTİ**

**Ali Samet KARATAŞ**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**ADANA / 2018**

**TÜRKİYE CUMHURİYETİ  
ÇUKUROVA ÜNİVERSİTESİ  
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ  
EKONOMETRİ ANA BİLİM DALI**

**TAYLOR KURALI: TÜRKİYE İÇİN ASİMETRİK  
ETKİLERİN TESTİ**

**Ali Samet KARATAŞ**

**Danışman: Doç. Dr. Kenan LOPCU  
Danışman: Prof. Dr. Mustafa ÖZER  
Danışman: Doç. Dr. Sanlı ATEŞ**

**YÜKSEK LİSANS TEZİ**

**ADANA / 2018**

**ukurova niversitesi Sosyal Bilimler Enstits Mdrlğne;**

Bu alıřma, jrimiz tarafından Ekonometri Ana Bilim Dalında YKSEK LİSANS TEZİ olarak kabul edilmiřtir.

**Başkan:** Do. Dr. Kenan LOPCU  
(Danıřman)

**ye:** Prof. Dr. Mustafa ZER

**ye:** Do. Dr. Sanlı ATEř

**ONAY**

Yukarıdaki imzaların, adı geen ğretim elemanlarına ait olduklarını onaylarım.

15/08/2018

Prof. Dr. Serap ABUK  
Enstit Mdr

**NOT:** Bu tezde kullanılan ve bařka kaynaktan yapılan bildiriřlerin, izelge, řekil ve fotoğrafların kaynak gsterilmeden kullanımı, 5846 sayılı Fikir ve Sanat Eserleri Kanunu'ndaki hkmlere tabidir.

## ETİK BEYANI

Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmada;

- Tez içinde sunduğum verileri, bilgileri ve dokümanları akademik ve etik kurallar çerçevesinde elde ettiğimi,
- Tüm bilgi, belge, değerlendirme ve sonuçları bilimsel etik ve ahlak kurallarına uygun olarak sunduğumu,
- Tez çalışmada yararlandığım eserlerin tümüne uygun atıfta bulunarak kaynak gösterdiğimi,
- Kullanılan verilerde ve ortaya çıkan sonuçlarda herhangi bir değişiklik yapmadığımı,
- Bu tezde sunduğum çalışmanın özgün olduğunu bildirir, aksi bir durumda aleyhime doğabilecek tüm hak kayıplarını kabullendiğimi beyan ederim.

15 /08/ 2018

Ali Samet KARATAŞ

## ÖZET

### TAYLOR KURALI: TÜRKİYE İÇİN ASİMETRİK ETKİLERİN TESTİ

Ali Samet KARATAŞ

Yüksek Lisans Tezi, Ekonometri Ana Bilim Dalı

Danışman: Doç. Dr. Kenan LOPCU

Ağustos 2018, 77 sayfa

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) para politikası kurulu kararlarında genellikle fiyat istikrarı odaklı bir para politikası duruşu göstermeye çalışmıştır. Bu bağlamda para politikası belirlemede en önemli politika aracı olan faiz oranından yararlanılmaktadır. 2010 yılından sonra, Merkez Bankası fiyat istikrarı hedefine ek olarak finansal istikrarı da gözetken bir politika anlayışını benimsemiştir. Politika belirlemede kullanılan en önemli araç durumundaki faiz oranının hangi değişkenlerden etkilendiğini belirlemek önem taşımaktadır.

Bu çalışmada Taylor Kuralı çerçevesinde Türkiye için enflasyon ve çıktı boşluğunun faiz oranına etkilerinin simetrik mi yoksa asimetrik mi olduğu incelenmiştir. Birinci bölümde araştırma konusunun genel çerçevesi, amacı ve önemi ele alınmıştır. İkinci bölümde para politikası ve Türkiye’de para politikaları uygulamalarına değinilmiştir. Çalışmanın üçüncü bölümünde Taylor Kuralı genel hatlarıyla sunularak, dördüncü bölümde doğrusal ve doğrusal olmayan yaklaşımlar tartışılmıştır. Bu bölümde literatürde sıkça kullanılan doğrusal birim kök ve eşbütünleşme testleri ile doğrusal olmayan modeller ve eşbütünleşme testleri ele alınmıştır. Sonraki bölümlerde Taylor Kuralı çerçevesinde enflasyon ve çıktı boşluğunun politika faiz oranına (Mevduat Faiz Oranı) etkileri hem doğrusal hem de doğrusal olmayan ARDL yöntemi ile test edilmiştir. Doğrusal modelde enflasyon anlamlı çıktı boşluğu anlamsız bulunmuştur. Doğrusal olmayan ARDL modelinde ise hem enflasyonun hem de çıktı boşluğunun pozitif ve negatif etkileri anlamlı çıkmıştır. Enflasyon ve çıktı boşluğunun uzun dönemde faiz oranına etkilerinin asimetrik olduğu, yani bu değişkenlerdeki yükseliş ve düşüşlerin faiz oranı üzerindeki etkilerinin farklı

olduđu sonucuna ulařılmıştır. Benzer şekilde enflasyon ve çıktı boşluđunun faiz oranına kısa dönem etkileri asimetrik bulunmuřtur.

**Anahtar kelimeler:**Para Politikası, Taylor Kuralı, ARDL, NARDL, Eřbütünleşme, Asimetrik Eřbütünleşme.

**ABSTRACT****TAYLOR RULE: TESTING THE ASYMMETRIC EFFECTS  
FOR TURKEY****Ali Samet KARATAŞ****Master / Thesis, Department of Econometrics****Supervisor: Kenan LOPCU, PhD, Associate Professor****August 2018, 77 pages**

The Central Bank of Republic of Turkey (CBRT) has demonstrated a monetary stance which focuses on price stability in monetary policy board decisions. In this context, the interest rate is utilized as the most important policy tool in determining monetary policy. After 2010, the Central Bank has adopted a policy approach that takes into account financial stability in addition to its objective of price stability. It is important to determine the variables that affect the interest rate as it is the most important instrument used in policymaking.

In this study, whether the effects of inflation and the output gap on the interest rate are symmetric or asymmetric are examined within the Taylor Rule framework for Turkey. In the first chapter, the general framework, aim and importance of the research topic are discussed. In the second chapter, monetary policy and the applications of monetary policies in Turkey are considered. In the third chapter of the study, the Taylor Rule is presented in general terms, and in the fourth chapter linear and nonlinear approaches are discussed. In the latter section, in addition to linear unit root and cointegration tests which are frequently used in the literature, nonlinear models and cointegration tests are also examined.

In the following sections, the effects of inflation and the output gap on the policy interest rate are tested within the Taylor Rule framework by both the linear and nonlinear ARDL approaches. In the linear model, while inflation is found to be significant, the output gap is not. In the nonlinear ARDL model, the positive and negative effects of both inflation and output gap are significant. It is concluded that the effects of inflation and the output gap on the interest rate in the long run are asymmetric, that is, the effects of the increases and decreases in these variables on

interest rates are different. Similarly, the short run effects of inflation and the output gap on interest rates are also asymmetric.

**Keywords:** Monetary Policy, Taylor Rule, ARDL, NARDL, Cointegration, Asymmetric Cointegration.



## ÖNSÖZ

Bu tezi, yıllardır emeklerini üstümden eksik etmeyen, bu noktalara gelmemde çok büyük emeği olan annem Yıldız KARATAŞ'a ve tez danışmanlığının yanı sıra bana hayatın her alanında yol gösteren değerli hocam Doç. Dr. Kenan LOPCU'ya armağan ediyorum. Yüksek lisansa adım attığım andan beri beni her aşamada destekleyen Prof. Dr. Seda ŞENGÜL'e, bilgi ve tecrübelerini benimle paylaşan Prof. Dr. İlter ÜNLÜKAPLAN'a, tez sürecinde benden desteklerini esirgemeyen Dr. Öğr. Üyesi Özden Selcen SARI ÖZMELEK'e, Arş. Gör. Salih ÇAM'a, Arş. Gör. Dr. Çiler SİGEZE GÜNEY'e ve Arş. Gör. Hüseyin İÇEN'e teşekkürü bir borç bilirim. Tez savunma jürimde yer alan ve çalışmama büyük katkılar sağlayan Prof. Dr. Mustafa ÖZER ve Doç Dr. Sanlı ATEŞ'e, ve burada ismini sayamadığım tüm Çukurova Üniversitesi Ekonometri Bölümü hocalarıma teşekkür ederim. Bana çok kısa sürede çok değerli katkılarda bulunmuş olan Dr. Mehmet Fatih TRAŞ'a, hayatımın her alanında yanımda olan kardeşlerime, Ceyhun AKÇİL'e, Ziya ARI'ya, İ. Ethem AKYILDIZ'a ve Sezin KUL'a da ayrıca teşekkür ederim.



## İÇİNDEKİLER

|                       | Sayfa |
|-----------------------|-------|
| ETİK BEYANI.....      | iii   |
| ÖZET .....            | iv    |
| ABSTRACT.....         | vi    |
| ÖNSÖZ.....            | viii  |
| İÇİNDEKİLER .....     | ix    |
| KISALTMALAR .....     | xii   |
| TABLolar LİSTESİ..... | xiv   |

### BÖLÜM I

#### GİRİŞ

|                                                            |   |
|------------------------------------------------------------|---|
| 1.1.Eşbütünleşme, Doğrusal Olmama, Asimetri ve NARDL ..... | 1 |
| 1.2. Araştırmanın Amacı .....                              | 2 |
| 1.3. Araştırmanın Önemi .....                              | 2 |

### BÖLÜM II

#### PARA POLİTİKASI VE TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKALARI UYGULAMALARI

|                                                                               |    |
|-------------------------------------------------------------------------------|----|
| 2.1. Para Politikası.....                                                     | 4  |
| 2.1.1. Klasik, Keynezyen ve Monetarist Görüşlere Göre Para Politikaları ..... | 4  |
| 2.2. Para Politikası Amaç ve Araçları .....                                   | 7  |
| 2.2.1. Para Politikası Amaçları.....                                          | 7  |
| 2.2.2. Para Politikası Araçları .....                                         | 8  |
| 2.3. Para Politikası Rejimleri .....                                          | 10 |
| 2.4. Türkiye’de Para Politikası .....                                         | 10 |

### BÖLÜM III

#### İHTİYARİ VE GAYRİİHTİYARİ PARA POLİTİKASI YAKLAŞIMI: TAYLOR KURALI

|                         |    |
|-------------------------|----|
| 3.1. Taylor Kuralı..... | 13 |
|-------------------------|----|

## BÖLÜM IV

### DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN YAKLAŞIMLAR

|                                                                       |    |
|-----------------------------------------------------------------------|----|
| 4.1. Birim Kök Testleri -----                                         | 15 |
| 4.1.1. ADF Birim Kök Testi-----                                       | 16 |
| 4.1.2. Phillips – Perron Birim Kök Testi -----                        | 18 |
| 4.1.3. KPSS Birim Kök Testi -----                                     | 20 |
| 4.2. Doğrusal Eşbütünleşme Yaklaşımları -----                         | 21 |
| 4.2.1. Engle – Granger Eşbütünleşme Testi-----                        | 23 |
| 4.2.2. Johansen Eşbütünleşme Testi-----                               | 24 |
| 4.2.3. ARDL Yaklaşımı ve Sınır Testi-----                             | 29 |
| 4.3. Doğrusal ve Doğrusal Olmama Durumları -----                      | 34 |
| 4.4. Doğrusal Olmama İçin Ön Testler-----                             | 35 |
| 4.4.1. ACF ve Mcleod – Li Testi -----                                 | 35 |
| 4.4.2. Reset Testi-----                                               | 36 |
| 4.4.3. Harvey – Leybourne Testi -----                                 | 37 |
| 4.4.4. Harvey, Leybourne ve Xiao Testi-----                           | 39 |
| 4.5. Doğrusal Olmayan Modeller -----                                  | 43 |
| 4.5.1. Çift Doğrusal Model -----                                      | 43 |
| 4.5.2. Eşik Değerli Otoregresif Modelleri (TAR) -----                 | 44 |
| 4.5.3. Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Modeller (STAR) ----- | 45 |
| 4.6. Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımları -----                 | 46 |
| 4.6.1. Balke – Fomby Eşbütünleşme Testi -----                         | 46 |
| 4.6.2. Enders – Siklos Eşbütünleşme Testi -----                       | 48 |
| 4.6.3. Doğrusal Olmayan ARDL Yaklaşımı -----                          | 51 |
| 4.6.3.1. Asimetrik Uzun Dönem İlişkisine Sınır Testi Yaklaşımı -----  | 53 |
| 4.6.3.2. Asimetrik Dinamik Çarpanların Hesaplanması-----              | 54 |

## BÖLÜM V

### TAYLOR KURALI ÇERÇEVESİNDE TÜRKİYE İÇİN ASİMETRİK ETKİLERİN NARDL YÖNTEMİ İLE SINANMASI

|                                |    |
|--------------------------------|----|
| 5.1. Literatür İncelemesi----- | 56 |
| 5.2. Veri ve Yöntem-----       | 59 |

|                                             |    |
|---------------------------------------------|----|
| 5.3. Tahmin Sonuçları ve Değerlendirme----- | 62 |
|---------------------------------------------|----|

## **BÖLÜM VI**

### **SONUÇ**

|                 |    |
|-----------------|----|
| 6.1. Sonuç----- | 70 |
|-----------------|----|

|                       |    |
|-----------------------|----|
| <b>KAYNAKÇA</b> ..... | 72 |
|-----------------------|----|

## KISALTMALAR

|              |                                                                                                       |
|--------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| <b>ACF</b>   | : Otokorelasyon Fonksiyonu (Autocorrelation Function)                                                 |
| <b>ADF</b>   | : Geniřletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey Fuller)                                               |
| <b>AIC</b>   | : Akaike Bilgi Kriteri                                                                                |
| <b>APİ</b>   | : Açık Piyasa İşlemleri                                                                               |
| <b>AR</b>    | : Otoregresif (Autoregressive)                                                                        |
| <b>ARDL</b>  | : Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model                                                              |
| <b>ARMA</b>  | : Otoregresif Hareketli Ortalama (Autoregressive Moving Average)                                      |
| <b>BIC</b>   | : Bayesyen Bilgi Kriteri                                                                              |
| <b>DF</b>    | : Dickey-Fuller                                                                                       |
| <b>CBRT</b>  | : Central Bank of Republic of Turkey                                                                  |
| <b>ECM</b>   | : Hata Düzeltme Modeli (Error Correction Model)                                                       |
| <b>EKK</b>   | : En Küçük Kareler                                                                                    |
| <b>ESTAR</b> | : Üstel Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Exponential Smooth Transition Autoregressive Model) (ESTR) |
| <b>HDM</b>   | : Hata Düzeltme Modeli                                                                                |
| <b>IID</b>   | : Bağımsız ve Özdeş Dağılan (independent and identically distributed)                                 |
| <b>KPSS</b>  | : Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, Shin                                                                |
| <b>LM</b>    | : Lagrange Multiple (Lagrange Çarpanı)                                                                |
| <b>LSTAR</b> | : Lojistik Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Logistic Smooth Transition Autoregressive Model)        |
| <b>MA</b>    | : Hareketli Ortalama (Moving Average)                                                                 |
| <b>MTAR</b>  | : Momentum Eşik Değerli Otoregresif Model (Momentum Threshold Autoregressive Model)                   |
| <b>NARDL</b> | : Doğrusal Olmayan Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeli Model                                             |
| <b>PP</b>    | : Phillips-Perron                                                                                     |
| <b>SETAR</b> | : Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Model (Self-Exciting Autoregressive Model)                          |
| <b>SSR</b>   | : Kalıntı Kareler Toplamı (Sum Squared Residuals)                                                     |
| <b>STAR</b>  | : Yumuşak Geçişli Otoregresif Model (Smooth Transition Autoregressive Model)                          |
| <b>TAR</b>   | : Eşik Değerli Otoregresif Model (Threshold Autoregressive Model)                                     |
| <b>TCMB</b>  | : Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası                                                                   |

|             |                                                               |
|-------------|---------------------------------------------------------------|
| <b>TÜFE</b> | :Tüketici Fiyat Endeksi                                       |
| <b>VAR</b>  | : Vektör Otoregresif Model (Vector Autoregressive Model)      |
| <b>VECM</b> | : Vektör Hata Düzeltme Modeli (Vector Error Correction Model) |

**TABLÖLAR LİSTESİ**

|                                                                                           | <b>Sayfa</b> |
|-------------------------------------------------------------------------------------------|--------------|
| <b><u>Tablo 1.</u></b> ADF ve Phillips – Perron Birim Kök Testleri Sonuçları .....        | 65           |
| <b><u>Tablo 2.</u></b> Uygun Gecikme Uzunluğu – AIC .....                                 | 66           |
| <b><u>Tablo 3.</u></b> ARDL Sınır Testi .....                                             | 67           |
| <b><u>Tablo 4.</u></b> ARDL (1,1,2), Hata Düzeltme Modeli ve Uzun Dönem Katsayıları ..... | 67           |
| <b><u>Tablo 5.</u></b> NARDL Sınır Testi ( $F_{PSS}$ ve $t_{BDM}$ Testleri) .....         | 68           |
| <b><u>Tablo 6.</u></b> NARDL Tahmin Sonuçları, Uzun ve Kısa Dönem Asimetrikler.....       | 69           |



## BÖLÜM I

### GİRİŞ

#### 1.1. Eşbütünleşme, Doğrusal Olmama, Asimetri ve NARDL.

Ekonometri ve zaman serisi konularında durağanlık varsayımı yapılması planlanan analiz açısından büyük bir önem taşımaktadır. Durağan olmayan iki serinin regresyonundan elde edilebilecek sahte regresyondan ötürü literatüre eşbütünleşme kavramı girmiştir. Eşbütünleşme, en basit tanımı ile durağan olmayan iki serinin uzun dönemde birlikte hareket etme durumudur. Kendi başlarına durağan olmayan serilerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olması, serilerin eşbütünleşik olduğu sonucunu doğurmaktadır. Engle – Granger (1987) ve Johansen (1988) yaklaşımları ile düzeyde durağan olmayan,  $I(1)$  seriler arasındaki uzun dönemli ilişki sınanabilmektedir.

İktisadi serilerin birçoğu durağanlık özelliğini göstermese de, literatürde sıklıkla farklı derecelerde durağan olan seriler arasındaki ilişkiler analiz edilmektedir. Otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL – Autoregressive Distributed Lag) model yaklaşımı, Engle – Granger (1987) ve Johansen (1988)'in aksine serilerin  $I(1)$  olmaları zorunluluğunu gerektirmemektedir ve  $I(0)$  ve  $I(1)$  olmaları durumunda aralarındaki ilişkiyi modellemeye izin vermektedir.

Doğrusal olmama durumu, iktisadi ve özellikle finansal zaman serilerinde sıkça karşılaşılan bir durumdur. Doğrusal olmayan bir ilişkiyi, doğrusal olduğu varsayımı ile modellemek, sonuçların yanıltıcı olmasına neden olabilmektedir. Ekonometrik analizlerde doğrusal olmamanın tam olarak nereden kaynaklandığı önemlidir. Zira ekonometrik bir modelin katsayılarında doğrusal olmaması ile değişkenlerinde doğrusal olmaması durumu aynı değildir. Standart EKK yöntemi, değişkenlerinde doğrusal olmayan bir modeli tahmin etmede kullanılabilirken, katsayılarında doğrusal olmayan bir model için kullanılamamaktadır.

Doğrusal yaklaşımlar, iktisadi seriler arasındaki ilişkilerin modellenmesinde yeterli olmamaktadır. Eşik değerli otoregresif modellerin (TAR – Threshold Autoregressive) literatüre girmesiyle birlikte, seriler arasındaki doğrusal olmayan ilişkiler konusunda daha başarılı sonuçlar elde edilebilmiştir. TAR modellerinin birim kök ve eşbütünleşme süreçlerine dahil edilmesiyle birlikte alternatif doğrusal modellere göre daha iyi güç ve boyut (power and size) özellikleri elde edilmektedir (İçen, 2018, s.1).

İktisadi seriler arasındaki ilişki çoğu zaman simetrik değildir. Birbirine nedensel olduğu veya birbirleri arasında uzun dönem ilişki olduğu varsayılan seriler sıklıkla asimetrik ilişkiler ortaya koyabilmektedir. Asimetrik davranışlar, bir doğrusal olmama durumu ortaya koyabilmektedir ve doğrusal yöntemler bu davranışları modelleme konusunda yetersiz kalmaktadır. Shin vd. (2014) tarafından önerilen NARDL yöntemi, seriler arasındaki hem uzun hem de kısa dönem için asimetrik etkileri test edebilmekte ve asimetrik eşbütünleşme ilişkisini modelleyebilmektedir. NARDL yöntemi, aynı anda hem analize dahil edilen değişkenlerin zaman serisi özelliklerini (durağan olup olmama) hem de doğrusal olmama durumunu hesaba katan bir model olduğundan, zaman serileri çalışmalarındaki diğer doğrusal olmayan yöntemlerden ayrılmaktadır.

Bu çalışmada, öncelikle para politikası ve Türkiye’de para politikaları değerlendirilmiş, Taylor Kuralı ele alınmıştır. Sonrasında literatürde doğrusal ve doğrusal olmayan yaklaşımlar ele alınmıştır. Taylor Kuralı dikkate alınarak, enflasyon ve çıktı boşluğunun NARDL yöntemi yardımıyla pozitif ve negatif kısmi toplamaları ayrıştırılarak faiz oranına etkileri test edilmiştir.

## 1.2. Araştırmanın Amacı

Çalışmada, literatürde sıkça kullanılan birim kök ve eşbütünleşme yaklaşımları ele alınmıştır. Doğrusal ve doğrusal olmayan modeller arasındaki ayrıma ve doğrusal yöntemlerin, doğrusal olmayan ilişkileri modellemede yetersiz ve yanıltıcı olabileceğine dikkat çekilmiştir. Bu çalışmanın amacı, Taylor Kuralı çerçevesinde doğrusal olmayan ARDL modeli kullanılarak enflasyon ve çıktı boşluğunun faiz oranına etkilerinin asimetrik olup olmadığını araştırmaktır. Çalışmada aynı zamanda, doğrusal ARDL yöntemi ile faiz oranı, enflasyon ve çıktı boşluğu arasındaki uzun dönemli ilişki test edilmiş, NARDL yöntemiyle yapılan tahmin ile karşılaştırılmıştır. Para politikası belirlemede Merkez Bankasının elindeki en önemli araç olan faiz oranının, Taylor Kuralı çerçevesinde enflasyon ve çıktı boşluğundan uzun dönemde asimetrik mi yoksa simetrik mi etkilendiği analiz edilerek, politika yapıcılara farklı bir bakış açısı sunmak amaçlanmaktadır.

## 1.3. Araştırmanın Önemi

Bu çalışmada, doğrusal ve doğrusal olmayan yöntemlerin farkları açıklanarak iktisadi serilerle yapılan modellemelerde hangi yöntemlerin uygun olabileceği açıklanmıştır. Araştırmada, ARDL ve NARDL yöntemleri kullanarak faiz oranı,

enflasyon ve çıktı boşluğu arasındaki doğrusal ve doğrusal olmayan eşbütünleşme ilişkisi sınanmıştır. Hem ARDL hem de NARDL yöntemleri, serilerin  $I(0)$  ve  $I(1)$  olabilmelerine olanak tanımakta ve çok değişkenli analizlerde farklı durağanlık derecelerine sahip değişkenlerle analiz yapma konusunda kolaylık sağlamaktadır. NARDL yöntemi, serilerin pozitif ve negatif etkilerinin ayrıştırılması ve hem uzun hem de kısa dönem asimetrik etkilerin test edilmesine imkân sağlamaktadır.

Türkiye uzun yıllar boyunca enflasyon problemiyle baş etmeye çalışmıştır ve para politikası hedeflerinde fiyat istikrarını gözetken bir politika stratejisi belirlemiştir. TCMB 2010 yılı sonrasında fiyat istikrarı hedefinden çok sapmadan finansal istikrar hedefini de benimseyen bir politika anlayışına bürünmüştür. Merkez Bankasının en önemli politika aracı konumunda olan faiz oranının hangi değişkenlerden etkilendiği önemlidir. Bu çalışmanın uygulama bölümünde, öncelikle faizin bağımlı, enflasyon ve çıktı boşluğunun açıklayıcı değişken olduğu doğrusal ARDL modeli tahmin edilerek seriler arasındaki uzun dönem ilişki test edilmiştir. Doğrusal ARDL yöntemi ile yapılan test sonucu enflasyon anlamlı, çıktı boşluğu anlamsız bir etkiye sahiptir. Daha sonra, faiz oranının enflasyon ve çıktı boşluğundan uzun dönemde nasıl etkilendiği, enflasyon ve çıktı boşluğundaki artış ve azalışlara simetrik mi yoksa asimetrik mi tepki verdiği NARDL yöntemi ile analiz edilmiştir. Enflasyon ve çık boşluğunun hem pozitif hem de negatif etkileri istatistiksel olarak anlamlı bulunmuştur. Faiz oranı enflasyon artışlarına artarak, enflasyon azalışlarına da azalarak tepki vermiştir fakat bu tepki simetrik değildir. Enflasyon artışlarının etkisi azaldığından daha yüksektir. Benzer bir durum çıktı boşluğu için de söz konusudur. Reel çıktının, potansiyelinin altında kaldığı durumlarda faiz oranına etkisi, üstünde kaldığı durumlardan daha yüksektir. Bu çalışmada kullanılan yöntem ve bulunan sonuçlarla, hem politika yapıcılara farklı bir bakış açısı kazandırmak hem de literatüre katkı yapmak amaçlanmaktadır.

## BÖLÜM II

### PARA POLİTİKASI VE TÜRKİYE’DE PARA POLİTİKALARI

#### UYGULAMALARI

Bu bölümde para politikasının temelleri ve farklı iktisadi akımlara göre para politikaları anlayışlarına değinilecektir. Ardından, para politikalarının temellerini oluşturan amaçlara ve bu amaçlara ulaşmak için kullanılan politika araçları üzerinde durulacaktır. Son olarak para politikası rejimleri ve Türkiye’de zaman içinde uygulanan para politikaları ele alınacaktır.

#### 2.1. Para Politikası

Para politikası, hükümetlerin ya da parasal otoritenin, belli yöntemler ile ekonomiye yön vermesidir. Para politikasının öncelikli amaçları fiyat istikrarı, tam istihdam ve ekonomik büyümedir.

##### 2.1.1. Klasik, Keynezyen ve Monetarist Görüşlere Göre Para Politikaları

Klasik akıma göre para politikasında iki önemli görüş vardır. Bunlar Say Kanunu ile Paranın Miktar Teorisi’dir. Jean Baptiste Say tarafından geliştirilen düşüncenin temeli her arzın kendi talebini yaratmasıdır. Say Kanunu, üretimin, talebin kaynağı olduğunu, bir ürün veya hizmet üretildiğinde oradan elde edilen hasılanın daha sonra başka mal ve hizmetleri ödemek için kullanıldığı görüşüdür. Bu noktada para, değiş tokuşta kullanılan bir mal gibi düşünülmektedir. Başka bir malın satın alınabilmesi için, piyasada tekrar mal üretimi olmalıdır. Say’ın görüşünde paranın da dolaşımı sırasında, var olan mal hacmine tam uyacağı öne sürülmektedir. Paranın dolaşımı kendiliğinden piyasanın ihtiyaçlarını giderir ve otoritenin paraya müdahale etmesini gereksiz kılar.

Paranın Miktar Teorisi, en basit anlatımıyla, bir ülkedeki toplam gelir ile para arzı arasındaki bağlantıyı kurar. Klasik iktisatçılar, ücretlerin ve fiyatların tamamen esnek olduğunu ve arz ile talebin birbirine eşit olduğu uzun dönem dengesinde belirlendiğini varsaymaktadır. Irving Fisher (1911) kitabında, toplam para miktarı  $M$  (para arzı) ve ekonomide üretilen nihai mal ve hizmetler için harcanan toplam harcama miktarı  $P \times Y$  (burada  $P$  fiyat seviyesi,  $Y$  ise toplam çıktı yani toplam gelirdir,  $P \times Y$

çarpımı da nominal milli geliri göstermektedir) arasındaki ilişkiyi incelemiştir (Mishkin, 2012, s.110). Bu ilişki Denklem (2.1)'de paranın dolaşım hızı (V) olarak adlandırılan eşitlikte tanımlanmıştır. Paranın dolaşım hızı, ekonomide var olan para miktarının ortalama bir yıl içerisinde ekonomide üretilen mal hizmetlere harcanması sırasında kaç kez el değiştirdiğini göstermektedir. Denklem (2.1) yeniden düzenlendiğinde Denklem (2.2) elde edilmektedir.

$$V = \frac{P \times Y}{M} \quad (2.1)$$

$$M \times V = P \times Y \quad (2.2)$$

Klasik yaklaşıma göre paranın dolaşım hızı (V) ve toplam çıktı (Y) sabit varsayıldığından, para arzındaki herhangi bir değişim fiyat seviyesini de aynı yönde değiştirecektir.

Hem Say Kanunu hem de paranın miktar teorisi yaklaşımları, faiz oranının para talebini etkilemediğini göstermektedir. Para politikasının, klasik görüşte etkinsiz olduğu söylenebilir. Ancak para politikası fiyatlar genel seviyesi ve reel ücretler üzerinde etkili olabilir. Para arzındaki bir değişim, fiyat seviyesini değiştireceğinden ücretler de fiyat seviyesindeki değişimin aksi yönde hareket edecektir. Bu durum piyasadaki emek arzında da değişimlere sebep olacaktır.

Keynezyen görüşe göre, makro politikaların temel amaçları içerisinde fiyatlar genel seviyesinin istikrarını sağlamakla beraber, tam istihdamı sağlamak da yer almalıdır. Keynes'e göre tam istihdam hedefi de para politikaları ile ulaşılabilir bir hedeftir. Para miktarındaki değişimler, klasik görüşte olduğu gibi sadece fiyatlar genel seviyesini etkilemekten ziyade, istihdam ve toplam çıktı gibi reel büyüklükleri de etkilemektedir. Keynes'in para politikası anlayışında politika etkinliği, para talebinin faiz oranına karşı esnekliği ve yatırımların faiz oranındaki değişimler karşısındaki duyarlılığı ile ilgilidir.

Para politikası müdahaleleri gerçekleştiği zaman, fiyat buna hemen tepki vermemektedir ve yavaş yavaş değişmektedir. Bu yavaş değişimler para politikası aracı olarak para arzının ve borçlanmayı teşvik etmek amacıyla da faiz oranının kullanılmasını mümkün kılar. Hükümet, basit müdahalelerle kısa dönemde talebi artırmakta ve ekonomik aktiviteyi canlandırmaktadır. Bu ekonomik aktivite, döngüsel olarak büyümeyi ve istihdamı beslemektedir. Keynezyen teorisyenler, müdahale olmadan bu döngünün bozulacağına ve piyasadaki büyümenin istikrarsız hale gelerek

çok fazla dalgalanma yaşanacağına inanmaktadır. Faizleri düşük tutmak, kişilerin ve firmaların daha fazla borç almaya teşvik edilmesiyle ekonomik döngüyü canlandırma girişimidir ve borçlanma teşvik edildiğinde işletmeler ve kişiler harcamalarını artırırlar.

Faiz oranlarını düşürmek her zaman, doğrudan ekonomik iyileşmeye yol açmamaktadır. Keynesyen iktisatçılar, ekonomik sıkıntılardan kurtulmak için faiz oranının düşürülmesi gerektiğine dikkat çekse de, “*sıfır sınır*”<sup>1</sup> problemini yaşamak istememektedirler. Faiz oranları sıfıra yakın seviyelere düştüğünde, faiz oranını düşürerek ekonomiyi iyileştirmeye çalışmak etkin sonuçlar doğurmamaktadır. Faiz oranını düşürmek yeterli olmadığında, diğer stratejiler de dikkate alınmalıdır. Diğer müdahaleci politikalar arasında işgücü arzının doğrudan kontrolü, dolaylı olarak para arzının artırılması veya azaltılması amacıyla vergi oranlarının değiştirilmesi, istenilen istihdam ve ya talep seviyesine ulaşıncaya kadar mal ve hizmet arzının kontrol edilmesi gibi müdahaleler yer almaktadır.

1940’lı yıllarda Keynezyen görüş bir hayli etkin olurken, bu etkinlik maliye politikalarını kullanarak istihdam yaratarak işsizliği azaltıp milli geliri artırmaktaydı. Ancak 1960’lara gelindiğinde hem işsizliğin hem de enflasyonun bir arada görülmesi Keynezyen görüşe eleştirileri de beraberinde getirmiştir(Savaş, 2013, s.213-214).

En ciddi eleştirilerin başında gelen Monetaristler olarak adlandırılan “parasalcılar”, Milton Friedman’ın *Paranın Miktar Teorisi Üzerine Çalışmalar* adlı eseriyle 1956 yılında ortaya koyduğu çalışmadır. İlk olarak Brunner tarafından kullanılan Monetarist kavramı, para arzındaki değişmelerin iktisadi faaliyetlerle, fiyatlar üzerinde etkisi olduğunu ve ekonomi üzerindeki olumsuzlukları gidermek için de para arzı miktarını önceden belirlemek olduğunu ifade etmektedir (Aktan, 2010, s.179). M. Friedman’nın “enflasyon her zaman, her yerde parasal bir olgudur” sözü bu akımın özünü oluşturmaktadır.

Monetarist görüş, ekonomiye müdahalenin gereksiz olduğunu, piyasaların kendiliğinden dengeye geleceğini, hatta kısa dönemde dengesiz olsa bile esneklik olgusundan dolayı düzeleceğini ifade etmektedir. *Sabit parasal genişleme oranı* kuralı ile bir ekonomide enflasyon olgusunun yaşanmaması için, büyüme oranı kadar para arzının artırılması savunulmaktadır. Monetaristlere göre 1929 yılında gerçekleşen ekonomik buhranın sebebi, merkez bankasının büyüme oranı artırılırken para arzının yeteri kadar artırılmamasıdır (Bocutoğlu,2016, s.11).

<sup>1</sup> *Sıfır – Sınır (zero – bound)* problemi, merkez bankasının kısa vadeli faiz oranlarını sıfıra indirdiğinde ya da sıfıra yaklaştığında gerçekleşen bir durumdur.

## 2.2. Para Politikası Amaç ve Araçları

### 2.2.1. Para Politikası Amaçları

Fiyat istikrarı, birçok merkez bankasının temel amacı olsa da, pratikte fiyat istikrarı ve bunun yanında birkaç önemli amacı daha vardır:

- Fiyat İstikrarı
- Tam İstihdam
- Ekonomik Büyüme
- Finansal Piyasalar İstikrarı
- Faiz Oranı İstikrarı

Merkez bankalarının düşük ve istikrarlı enflasyon olarak tanımladıkları fiyat istikrarı, para politikalarının en önemli hedefi gibi görülmektedir. Fiyat istikrarının sağlanabilmesi arzu edilmektedir, çünkü yükselen fiyat seviyesi (enflasyon) ekonomide belirsizlik yaratmakta ve bu belirsizlik ekonomik büyümeyi engelleyebilmektedir. Fiyat istikrarı, kişiler ve işletmelerin genel fiyat seviyesindeki değişikliklerden, nispi fiyatlardaki (mal ve hizmetlerin fiyatlarındaki hareketler) değişimleri çözmesini kolaylaştırarak ekonomideki kaynakların etkin bir şekilde tahsis edilmesini kolaylaştırmaktadır. Düşük ve öngörülebilir enflasyon, servetin adaletsiz bir şekilde dağıtılmasını önleyebilmektedir. Yüksek enflasyon, gelecekteki enflasyon oranı hakkında yüksek belirsizlik ile ilişkilidir ve gerçekleşen enflasyonun beklenen enflasyondan sapma göstermesi muhtemeldir. Beklenmeyen bir enflasyon, borçlular ve alacaklılar arasında istenmeyen servet transferlerine neden olabilmektedir. Fiyatın istikrarlı kalması, parayı elde tutmanın faydalarını arttırmaktadır. Yüksek enflasyon yüksek nominal faiz oranına neden olduğundan, yükselen bir fiyat ortamında parayı elde tutmanın fırsat maliyeti de artmaktadır (Mishkin, 2013, s.276).

Tam istihdam teknik olarak hiçbir işçinin işsiz kalmaması yani işsizliğin sıfır olması anlamına gelmektedir. Ancak bu durum *geçici işsizlik*<sup>2</sup> kavramı ile pek örtüşmemektedir. Tam istihdam amacı, işsizliği tamamen sıfır yapmak değildir, sıfırın biraz üstünde tutabilmektir. Bu durum, işgücü arzı ve talebinin birbirine eşit olması anlamına gelen işsizliğin doğal oranını sağlamaya çalışmaktır.

<sup>2</sup> Geçici işsizlik, işverenler ve iş arayan kişiler arasında uygun eşleşme sağlanana kadarki işsizlik durumudur.

Para politikasının ekonomik büyüme amacı, tam istihdam hedefi ile oldukça ilişkilidir. İşsizlik düşük olduğu zaman, işletmeler üretimi artırmak ve ekonomik büyümeyi sağlamak amacıyla sermaye ekipmanlarına yatırım yapacaklardır. Aynı şekilde, eğer işsizlik yüksek ise ek tesislere ve sermayeye yatırım yapılmamaktadır. Hem düşük işsizlik hem de ekonomik büyüme amacı birbirine çok yakın görünse de, politikalar firmaların daha fazla yatırım yapmasını teşvik edecek şekilde özellikle ekonomik büyümeyi hedefleyebilirler. Arz yönlü ekonomi politikalarının amacı işletmelerin tesis ve ekipmanlara yatırım yapmaları için vergi teşvikleri sağlamak ve vergi mükelleflerini daha fazla tasarruf yapmaya yönlendirmektir.

Finansal piyasalar, yatırım fırsatlarına sahip kişiler ile tasarruf eden kişiler arasında fon hareketlerini sağlayan bir kanal görevi görmektedir. Finansal krizler, finansal piyasalardaki varlık fiyatlarında ani düşüşler ve firmalardaki aksaklıklar olarak tanımlanabilir. Finansal krizler, finansal piyasaların üretken yatırım fırsatları ile kişilere fon aktarımını engelleyebilir; ekonomik faaliyetlerde keskin daralmalara neden olabilirler. Finansal krizlerden çok etkilenmeyen, daha istikrarlı bir finansal sistemin geliştirilmesi merkez bankası için önemli bir amaçtır.

Faiz oranı istikrarı önemlidir, çünkü faiz oranındaki dalgalanmalar ekonomide belirsizliğe neden olabilmektedir. Faiz oranında gerçekleşen dalgalanmalar, tüketicilerin gelecekte mi yoksa bu gün mü paralarını kullanmaları gerektiği ikileminde kalması ile satın alma isteklerini de olumsuz etkilemektedir. Faiz oranı istikrarı aynı zamanda finansal piyasaların istikrarını da sağlamaktadır. Faiz oranındaki dalgalanmalar kişilerde olduğu gibi finansal piyasalarda da belirsizliğe yol açmaktadır. Faiz oranındaki bir artış, uzun vadeli tahviller üzerinde büyük sermaye kayıplarına neden olmaktadır ve uzun vadeli tahvillere sahip finansal kuruluşların başarısızlığına neden olabilmektedir.

### **2.2.2. Para Politikası Araçları**

Merkez bankalarının amaçlarını gerçekleştirmeleri çerçevesinde kullanılan bazı para politikası araçları vardır. Bunlar genel olarak Açık Piyasa İşlemleri, Reeskont Oranları, Zorunlu Karşılıklar, Döviz İşlemleri ve Faiz Oranları şeklinde tanımlanabilir.

Açık Piyasa İşlemleri (APİ), bankacılık sistemindeki para miktarını genişletmek ya da daraltmak amacıyla hükümet tahvillerinin açık bir piyasada alım satımı anlamına gelmektedir. Açık piyasa satın alımları, rezervleri ve para tabanını genişleterek para arzını artırmakta ve kısa vadeli faiz oranlarını düşürmektedir. Tahvil alımları ile

piyasaya para enjekte edilmektedir ve ekonomik büyüme teşvik edilmektedir. Açık piyasa satışları ise rezervleri ve para tabanını daraltmakta, para arzını düşürmekte ve kısa vadeli faiz oranlarını yükseltmektedir.

Reeskont, kelime anlamı itibariyle yeniden iskonto ettirmek anlamına gelmektedir. Reeskont, bankalara iskonto ettirilen vadesi henüz gelmeyen senetlerin, bankalar tarafından merkez bankasına tekrar iskonto ettirilmesi işlemi ifade etmektedir. Bu süreçte uygulanan faiz oranına ise reeskont oranı adı verilmektedir. Merkez bankası iskonto oranını düşürerek ticari bankaların para borçlanmasını daha ucuz hale getirmekte ve bu şekilde ekonominin tamamında mevcut kredi ve borç verme faaliyetlerinde artış sağlayabilmektedir. Merkez bankası reeskont oranını kullanarak para arzına müdahale edebilmektedir. Yüksek bir iskonto oranı bankaların borç almasını daha pahalı hale getirmekte ve böylece yatırım faaliyetini geri çekerken para arzını da azaltmaktadır.

Bankalar, topladıkları mevduat karşılığı belirli oranda bir miktar mevduatı merkez bankasının bünyesinde bulundurmalıdır. Hangi oranda mevduatın bulundurulacağını merkez bankası belirlemektedir ve bu orana zorunlu karşılık oranı denmektedir. Zorunlu karşılıklarda meydana gelen bir artış, rezerv talebini artırmaktadır; parasal tabanla (Rezerv Para + APİ) desteklenebilecek mevduat miktarını azaltmaktadır ve bu durum para arzında bir daralmaya neden olmaktadır (Mishkin, 2013, s.345). Merkez bankaları zorunlu karşılık oranını kullanarak para arzını kontrol edebilmektedirler.

Merkez bankaları, yabancı paralar ve ulusal para arasındaki oranı belirleyebilmek amacıyla döviz alım satımı yapabilmektedir. Bu döviz alım satımı ile para arzının kontrol edilmesi amaçlanmaktadır. Merkez bankası, döviz alımı gerçekleştirdiğinde ulusal para arzını artırmaktadır ve piyasadaki döviz miktarı azalacağından kur yükselmektedir. Döviz kurundaki dalgalanmalar, ekonomide kaynakların etkin dağılımını bozabilmekte, makroekonomik ve finansal dengesizlikleri artırma potansiyeli taşımaktadır (Kara ve Başçı, 2011, s. 14).

Merkez bankası, borç alma ve borç verme faizlerini belirleyerek piyasadaki likiditeye müdahale edebilmektedir. Özellikle gecelik borç alma ve borç verme faizleri, bankaların merkez bankası mevduatlarından kısa vadeli finansmana erişebilmeleri için etkin bir yöntem sağlamaktadır. Faiz oranı, merkez bankası para politikası belirlenmesinde en önemli araç olarak görülmektedir.

### 2.3. Para Politikası Rejimleri

Merkez bankası, para politikalarını bir dizi politika rejimiyle yürütmektedir. Parasal otoritenin izlediği rejim, para politikasında karar alma sürecine yarar sağlamaktadır. Para politikası rejimleri, parasal hedefleme, enflasyon hedeflemesi ve döviz kuru hedeflemesi olarak listelenebilir.

Parasal hedefleme rejimi, parasal büyüklüklerde büyüme oranına odaklanmaktadır. Uzun vadede fiyat artışının para arzında gerçekleşen büyümeden etkilendiği olgusuna dayanmaktadır. Para politikası, paranın ekonomide istikrarsızlık kaynağı olmasını önlemeyi amaçlamaktadır. Parasal hedefleme temelde orta ya da uzun vadeli bir stratejidir (Parasız, 2011, s.311).

Merkez bankası, enflasyon hedeflemesi altında bir enflasyon rakamını duyurmakta ve bu rakamı elde etmeyi amaçlamaktadır. İngiltere Bankası Guvernörü M. King, enflasyon hedeflemesinin ekonomide hiçbir şok olmaması halinde merkez bankasının ulaşmaya çalıştığı enflasyon oranı olarak tanımlamıştır. F. Mishkin ise, para politikasının temel amacının fiyat istikrarı olduğu, başka bir hedefinin bulunmadığı bir yapı olarak tanımlamıştır (Parasız, 2011, s.321). Enflasyon hedeflemesi rejimi, uygulanabilirliği göz önüne alındığında merkez bankasının bağımsızlığını gerektirmektedir.

Döviz kuru hedeflemesi, yabancı para birimlerine karşı daha stabil (veya hatta sabit) döviz kurunu hedefleyen bir para politikası stratejisidir. Döviz kuru hedeflemesi, yerel paranın değerini altın gibi bir ürüne sabitleme formunu da alabilmektedir. Döviz kuru hedeflemesinde, uluslararası piyasalarda işlem gören malların fiyatları dikkate alınarak döviz kuruna müdahale edilmek suretiyle enflasyon artışı da önlenmektedir. Çünkü uluslararası ticarete konu olan malların dış fiyatı dünya piyasası tarafından belirlenirken, bu malların yurt içi fiyatı döviz kuru hedefi ile belirlenmektedir (Mishkin, 2013, s.427).

### 2.4. Türkiye’de Para Politikası

Türkiye’de para politikası Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası tarafından belirlenmektedir. 1980’lerin ortalarına kadar (1930’lardan itibaren), en büyük amacın ekonomik kalkınmaya destek olmak olarak belirlendiği politikalar izlenmiştir. Bu dönemlerde, Merkez Bankasının tam olarak bağımsız olduğunu söylemek güçtür. Zira Merkez Bankası hazineye daha fazla kredi vermeye zorlanmış ve para politikaları,

maliye politikalarını destekleyici yönde belirlenmiştir. Özellikle, 1980 yılında, ekonomi politikaları ile ilgili alınan kararlar para politikalarında da önemli değişiklikleri beraberinde getirmiştir. Mevduat faizlerinin kullanımı serbest piyasaya bırakılmış ve bu sonuçla politika aracı olarak Merkez Bankası tarafından kullanılamaz hale gelmiştir. Genel olarak düşük enflasyon ve ekonomik kalkınma bu dönemin para politikaları amaçlarının temelini oluşturmaktadır.

1980'lerin ortalarından sonra (özellikle 2001 yılına kadar) küresel ekonomik gelişmeler Türkiye'de para politikası üzerinde de etki yaratmıştır. Bu dönemde açık piyasa işlemleri, döviz efektif piyasası ve altın piyasası kurulmuştur. Önceki dönemlerde olduğu gibi, bu dönemde de para politikası amaçları temelinde enflasyonu düşük seviyelerde tutmak ön plana çıkmaktadır. 1990'lı yıllarda, TCMB'nin aldığı para politikaları kararları kamuoyuna duyurulmaya başlanmıştır. Bu yıllarda enflasyon, 149% gibi çok yüksek seviyelere ulaşmış ve bunun nedeni olarak kamu açıklarını finanse etmek amacıyla merkez bankasının para basması gösterilmiştir (Aydoğan, 2004, s.95). Türkiye ekonomisinde yaşanan krizler bir takım yapısal değişimleri de beraberinde getirmiştir. 1994 krizi sonrasında hazinenin Merkez Bankası'ndan kısa vadeli avans kullanımı aşamalı olarak sınırlandırılmıştır (Yiğit, 2009, s.46).

Türkiye'de 2000 yılında uygulanmaya başlanan "Döviz Kuruna Dayalı İstikrar Programı", 2001 yılında ülke tarihinin en derin iktisadi krizi ile sonuçlanmıştır. Bu dönemde TCMB, döviz kurlarını dalgalanmaya bırakmış ve Türkiye'nin uzun yıllar boyu kronikleşmiş olan enflasyon sorununu çözmek amacıyla enflasyon hedeflemesi rejimini uygulamaya karar vermiştir (Kara ve Orak, 2008, s.37). Bu dönemde Merkez Bankası'nın bağımsızlık düzeyi artırılmış, para politikasına olan güveni artırmak amacıyla şeffaflık ve hesap verilebilirlik konusunda yeni uygulamalara gidilmiştir (Yiğit, 2009, s.46). 2001 krizi nedeniyle var olan belirsizlik sonucu, enflasyon hedeflemesi rejimine geçiş aşamalı olarak sağlanabilmiştir. 2005 yılı sonlarına kadar sürecek, "Örtük Enflasyon Hedeflemesi Rejimi" olarak adlandırılan bir politika rejimi izlenmiştir. Her ne kadar ekonometrik çalışmalar için enflasyon beklentisi oluşturmada güçlük yaşansa da, örtük enflasyon hedeflemesinde enflasyon hızlıca düşmüştür. Bu dönemde, enflasyonla mücadele konusundaki başarının temel nedenleri arasında mali reformlar ve istikrarlı politikalar gösterilebilmektedir.

2006 yılına gelinirken örtük enflasyon hedeflemesi rejimi terk edilerek, açık enflasyon hedeflemesi rejimi benimsenmiştir. Bu dönemde TCMB'nin temel para politikası aracı Bankalararası Para Piyasası ve İMKB (Güncel adıyla BİST) Repo – Ters

Repo Pazarında uygulanmakta olan gecelik faiz oranlarıdır (Kara ve Orak, 2008, s.51). Açık enflasyon hedeflemesi rejiminin ilk yıllarında meydana gelen küresel şoklar, hedeflenen enflasyonun tutturulamamasına neden olmuştur. Özellikle 2008 yılı küresel kriz sonrası, birçok ülkede olduğu gibi Türkiye’de de politika yapıcılar yeni politikalar üzerinde durmuştur. TCMB de, 2010 yılından sonra bazı politika değişikliklerine gitmiştir. Fiyat istikrarı hedefinden çok da şaşmadan, finansal istikrarı da gözetilen bir politika anlayışına bürünmüştür. Bunun nedeni, kriz dönemi ve sonrasında da yaşanan dalgalanmalardır. Krizle birlikte, gelişmekte olan ülkelerde, piyasaların para politikalarına daha duyarlı olduğu söylenebilmektedir. TCMB, 2010 yılının sonlarından itibaren geniş faiz koridoru ve aktif likidite politikasının bir arada kullanıldığı bir para politikası stratejisi tasarlayarak uygulamaya koymuştur (Kara, 2015, s.2). Faiz koridoru, likidite arzı ve likidite talebi arasındaki bölge olan TCMB gecelik borç verme faizi ve gecelik borçlanma faizi arasında kalan alandır. Bu koridorun geniş bırakılması, TCMB’nin kısa süre içerisinde faizleri büyük ölçüde rahatlıkla değiştirebilmesine olanak tanımaktadır. Bu yeni araçlarla Merkez Bankası politikaya müdahale konusunda daha etkili sonuçlar alabilmiştir. Uygulanan bütün politikalar enflasyon hedeflemesinin geliştirilmiş bir hali olarak değerlendirilmelidir. Geleneksel enflasyon hedeflemesinde olduğu gibi, para politikası kararları verilirken yine enflasyonun hedefle uyumlu olması gözetilmekte; ancak geçmişten farklı olarak, bunu yaparken (kredilerde aşırı büyüme veya yavaşlama, döviz kurunun iktisadi temellerden sapması, cari denge ve finansmanının bozulması gibi) makro finansal riskler de dikkate alınmaktadır. Bu da pratikte daha esnek bir enflasyon hedeflemesi anlamına gelse de, fiyat istikrarından kalıcı bir şekilde ödün verildiği şeklinde yorumlanmamalıdır (Kara, 2012, s. 23).

## BÖLÜM III

### İHTİYARİ VE GAYRİİHTİYARİ PARA POLİTİKASI YAKLAŞIMI:

#### TAYLOR KURALI

##### 3.1. Taylor Kuralı

Bu bölümde, takdire ve kurala dayalı politika yaklaşımı Taylor Kuralı çerçevesinde ele alınacaktır. Taylor Kuralı formunda yer alan değişkenler ve kuralın içeriği incelenecektir.

Birçok merkez bankası, para politikaları temellerini hedeflemeler ve o hedeflere ulaşmak üzerine oturtmaktadır. Bu durumda, hedeflenen seviyelere nasıl ulaşılabileceği konusunda bir çatışma söz konusudur. Bunun nedeni politika belirlenirken belli bir sistematik kalıba mı, yoksa bir takdire mi uyulması gerektiğidir. Yani merkez bankaları, para politikasında hedeflediği noktaya gelebilmek amacıyla matematiksel temellere dayanan bir formu benimseyebilir ya da önceki tecrübelerinden yararlanarak ihtiyari bir davranış sergileyebilir.

Bu konuya Stanford Üniversitesi'nden John B. Taylor (1993) çalışması ile bir öneri getirmiştir. Taylor (1993) çalışmasında, para politikası belirlenirken, politika yapıcılarının çok karmaşık cebirsel hesaplamaları izlemek zorunda olmadıklarını ortaya koymaya çalışmıştır ve bu bağlamda politika kurallarının oluşturulabileceği, çok basit sayılabilecek bir denklem önermiştir. Taylor (1993), önerdiği kural ile iyi bir para politikası kuralı belirlemede fiyat seviyesindeki değişim ve gelirdeki değişimlere karşılık federal fon oranlarındaki (Amerika Birleşik Devletleri'nde bankaların gecelik borçlanmalarını sağladıkları faiz oranı) değişimin gerekliliğini savunmuştur. Buna göre, merkez bankasının elindeki en önemli politika aracı olan faiz oranı, reel çıktı ile potansiyel çıktı arasındaki farkı ifade eden çıktı boşluğu ve gerçekleşen enflasyon ile hedeflenen enflasyon arasındaki farkı ifade eden enflasyon boşluğu ile belirlenmektedir.

Çıktı boşluğu, bir ekonomide reel çıktının potansiyel çıktıdan sapmasını ifade etmektedir. Negatif çıktı boşluğu, reel çıktının uzun dönem trendinin altında kalması sonucu ortaya çıkmaktadır. Böyle bir durumda ekonomi potansiyelinin altında üretim gerçekleştiriyor demektir ve bu durum işsizlik, düşük büyüme gibi sonuçları beraberinde getirebilmektedir. Pozitif çıktı boşluğu, ekonominin kapasitesinin üstünde üretim yapıyor olduğunu göstermektedir. Pozitif çıktı boşluğunun gerçekleşmesi,

ekonomide artan bir talep olduğu anlamına gelebilmektedir ve enflasyonu kamçılayan bir durum olarak da karşılaşılabilmektedir.

Enflasyon boşluğu, gerçekleşen enflasyonun hedeflenen enflasyondan sapmasıyla oluşan farkı ifade etmektedir. Pozitif enflasyon boşluğu gerçekleşen enflasyonun hedeflenen enflasyon seviyesini aşmasıyla oluşmaktadır. Negatif enflasyon boşluğu ise gerçekleşen enflasyonun hedeflenen enflasyondan daha düşük gerçekleşmesi sonucu ortaya çıkmaktadır.

Taylor (1993), döviz kuru ya da parasal hedefleme stratejisi altındaki para politikalarının, direkt fiyat istikrarı ve reel çıktı hedefini benimseyen politikalar kadar başarılı sonuçlar veremediğine değinmiştir. Başka bir deyişle, fiyat seviyesi ve reel gelir hedefin üzerinde ise, kısa vadeli faiz oranlarının para otoriteleri tarafından artırıldığı; fiyat seviyesi ve reel gelir hedefin altında ise faiz oranlarının para otoriteleri tarafından azaltıldığı bir politika kuralı iyi çalışıyor gibi görünmektedir (Taylor, 1993, s.200). Taylor (1993)'de faiz oranının ne kadar değişeceği kesin olmasa da, genel görüşün ortaya çıkan fonksiyonel formun umut verici olduğu konusuna değinilmiştir. Taylor'ın ortaya attığı politika kuralı Denklem (3.1) ile verilmektedir.

$$r = p + 0.5y + 0.5(p - 2) + 2 \quad (3.1)$$

Burada,  $r$  federal fon oranını (politika faiz oranı),  $p$  enflasyon oranını ve  $y$  de GSYH'nin hedeflenen düzeyinden yüzdelik sapmasını ifade etmektedir. Yani,  $y = 100(Y - Y^*)$  şeklindedir ve burada  $Y$  reel GSYH;  $Y^*$  reel GSYH'nin trendini belirtmektedir.

Taylor (1993), belirlediği politika kuralında fiyat seviyesi ve reel çıktı üzerine pozitif ağırlık vermenin birçok ülke için tercih edilebileceğini öne sürmüştür. Politika kuralının katsayılarıyla ilgili olarak bir konsensüs olmasa da, Denklem (3.1) ile verilen modelin büyük oranda tutarlı olabileceği belirtilmiştir.

Denklem (3.1)'de verilen politika kuralında enflasyon hedeflenen oran olan 2%'yi aşarsa ya da reel GSYH potansiyelini aşarsa faiz oranı artırılmalıdır. Taylor (1993) çalışmasında ortaya konulan bu kuralın dikkat çekici şekilde başarılı ve tutarlı olduğunu öne sürmektedir.

## BÖLÜM IV

### DOĞRUSAL VE DOĞRUSAL OLMAYAN YAKLAŞIMLAR

Bu bölümde, öncelikle, literatürde en sık başvuru alan birim kök testleri ele alınmıştır. Sonraki kısımda doğrusal eşbütünleşme yaklaşımlarına değinilmiştir. Sonrasında doğrusal olma ve doğrusal olmama durumlarının neyi ifade ettiği; doğrusal olmama için ön testler ve doğrusal olmayan modeller incelenmiştir. Doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımları ele alınmıştır.

#### 4.1. Birim Kök Testleri

Zaman serileri için geleneksel modeller olasılık teorisi temelinde geliştirilmiştir. Uygulamalarda kullanılan zaman serilerinin stokastik süreçler olması nedeniyle istatistiksel çıkarım yapabilmek için bazı varsayımların yapılması gerekmektedir. Bu varsayımların temelinde durağanlık gelmektedir. İki tip durağanlıktan bahsedilir; güçlü ve zayıf durağanlık. Eğer stokastik sürecin ortak olasılık yoğunluk fonksiyonu zamanla değişmiyorsa, bu sürece güçlü durağan denmektedir. Ancak, bu durumu pratikte uygulamak zor olduğundan, ilk iki momentlerde zayıf durağanlık ya da durağanlık<sup>3</sup> dikkate alınmaktadır (Kirschgässner & Wolters, 2007, s.13). Zayıf durağanlık (bir diğer adıyla kovaryans durağanlık), serinin ortalamasının ve kovaryanslarının zaman içerisinde değişiklik göstermemesidir. Örneğin  $Y_t$  sürecinin ortalaması  $\mu_t$  ve otokovaryansı  $\gamma_{jt}$  zamandan bağımsız ise bu sürece kovaryans durağan ya da zayıf durağan denmektedir (Hamilton, 1994, s.45);

$$E(Y_t) = \mu \quad \text{Tüm } t' \text{ ler için} \quad (4.1)$$

$$E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) = \gamma_j \quad \text{Tüm } t \text{ ve } j' \text{ ler için} \quad (4.2)$$

Eğer süreç durağansa,  $Y_t$  ve  $Y_{t-j}$  arasındaki kovaryans gözlemin zamanını ifade eden  $t$ 'ye değil, sadece gözlemleri ayıran zamanın uzunluğu olan  $j$ 'ye bağlıdır (Hamilton, 1994, s.45).

Birim kök kavramı, hem istatistik hem de iktisat alanında oldukça önemli etkilere sahiptir. Özellikle makroekonomik serilerin eşbütünleşme analizleri ile

---

<sup>3</sup> Genel olarak durağanlık kavramı kullanıldığında, bu durum zayıf durağanlığı işaret etmektedir.

açıklanan uzun dönemli ilişkiler, öncelikle serilerin hangi mertebeden durağan oldukları birim kök testleri kullanılarak araştırıldıktan sonra belirlenmektedir. Birim kök genellikle iktisat alanında tartışılan ve çoğunlukla matematiksel bir perspektiften ele alınan bir kavramdır. Bu düşüncenin ardındaki mantık, makroekonomik serilerin kendilerine özgü ortak özellikleridir. Birim kökün varlığı makroekonomik değişkenlere gelen rastgele şokların, değişkenlerin sonraki dönemlere ait değerlerinde kalıcı bir etkiye sahip olduğunu ve dalgalanmaların devamlı hale geldiğine işaret etmektedir (Tıraş, 2016, s.29).

#### 4.1.1. ADF Birim Kök Testi

Bir AR(1) süreci ele alalım.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

Dickey Fuller birim kök testinde (DF), boş hipotez altında varsayılan veri yaratma sürecini rastsal yürüyüş olarak tanımlamıştır. Rastsal yürüyüş varsayımı altında  $\rho = 1$ 'dir ve eşitliğin her iki tarafından  $Y_{t-1}$  çıkarılarak;

$$\Delta Y_t = \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Denklem (4.3) ve (4.4)'te yer alan  $\varepsilon_t$  terimi, bağımsız ve özdeş dağılımlı yani  $\varepsilon_t \sim IID(0, \sigma^2)$  olarak ifade edilmektedir. Dickey ve Fuller (1979), birim kökün varlığını test etmek amacıyla, alternatif hipotez altında 3 farklı regresyon modeli tanımlamıştır;

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.5)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.6)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.7)$$

Burada  $\delta = (1 - \rho)$  olmaktadır. Yukarıdaki veri yaratma sürecinde, Dickey ve Fuller(1979) Denklem (4.3)'te yer alan  $\rho$  katsayısının istatistiksel olarak 1'e eşit olup olmadığını belirlemeye çalışmışlardır. Tabii ki, Denklem (4.3)'te  $\rho$  katsayısının

istatistiksel olarak 1'e eşit olup olmadığını test etmek ile  $\delta$  katsayısının 0'a eşit olup olmadığını test etmek denktir (Enders, 2015, s.206).

Denklem (4.5)'te yer alan model,  $\delta = 0$  olduğunda pür rassal yürüyüş sürecini ifade etmektedir. Denklem (4.6) ve Denklem (4.7), sırasıyla alternatif hipotez altında oluşturulan sabitli model ve hem sabitli hem de trendli modeli göstermektedir. DF testi,  $H_0 : \rho = 1$  (ya da  $\delta = 0$ ) hipotezi altında gerçekleştirilmektedir ve ilgilenilen model En Küçük Kareler (EKK) yöntemi ile tahmin edilir. Dickey ve Fuller (1979),  $\rho = 1$  hipotezi altında,  $\delta = 0$  için elde edilecek test istatistiğinin standart  $t$  dağılımına yakınsamayacağını göstermiştir. Bu nedenle, üç model için de farklı olacak şekilde  $\tau$  (tao) istatistiği olarak adlandırılan yeni bir kritik değerler tablosu elde edilmiştir. Bu üç istatistik sırasıyla  $\tau$ ,  $\tau_\mu$  ve  $\tau_\tau$ 'dur. Daha sonraki yıllarda, bu kritik değerler McKinnon (2010) tarafından rafine edilerek iyileştirilmiştir.

Dickey Fuller birim kök testi, AR(1) sürecinden daha geniş otoregresif süreçlerde de kullanılmaktadır. Ancak böyle bir durumda serinin gecikmeli değerlerini ( $Y_{t-2}, Y_{t-3} \dots$  gibi) modele dahil edilmediğinde hata terimi  $\varepsilon_t$  içerisinde yer alacağından, AR(1) şeklinde modellenen bir seri için otokorelasyonlu olacaktır. Denklem (4.8), Denklem (4.9) ve Denklem (4.10)'da verilen modeller kullanılarak gerçekleştirilen birim kök testlerinde, yeni modellerde yer alan hata terimi  $u_t$  artık otokorelasyonlu olmaktan çıkacaktır.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4.8)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4.9)$$

$$\Delta Y_t = \mu + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=2}^m \alpha_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (4.10)$$

Bu modellerle yapılan testlere Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) birim kök testi denmektedir. Modele eklenen gecikmelerin uzunluğunun belirlenmesi için en çok olabilirliğe dayanan Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ve Bayesian Bilgi Kriteri (BIC) gibi bilgi kriterleri ile Hall (1994) tarafından önerilen genelden özele yaklaşımı kullanılmaktadır (Yavuz, 2015, s.301).

$\tau$  istatistiğinin asimptotik dağılımı serinin gecikmeli değerlerinden etkilenmediği için hem DF hem de ADF testi için kritik değerler değişmemektedir. Bu testler için boş ve alternatif hipotezler şu şekilde kurulmaktadır;

$$H_0: \delta = 0 \quad (4.11)$$

$$H_1: \delta \leq 0 \quad (4.32)$$

Test istatistiğinin kritik değeri aşması sonucunda boş hipotez reddedilir ve serinin birim kök içermediği sonucuna varılır. Aksi durumda, seri birim kök içermektedir ve fark alma işlemi uygulanarak süreç tekrarlanır. Bu aşamaların sonunda serilerin hangi farkta ve nasıl durağan (trend durağan, vb...) olduklarına karar verilir.

Dickey ve Fuller (1981) yukarıda bahsedilen modellere ek olarak  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  ve  $\phi_3$  diye adlandırılan üç yeni F tipi test istatistiği önermiştir. Denklem (4.6) ve (4.9) ele alınarak boş hipotez altında  $\delta = \mu = 0$ ,  $\phi_1$  istatistiği kullanılarak test gerçekleştirilir. Aynı şekilde Denklem (4.7) ve (4.10) tahmin edilir, boş hipotezler sırasıyla  $\delta = \mu = \beta = 0$  ve  $\delta = \beta = 0$  olacak şekilde  $\phi_2$  ve  $\phi_3$  istatistikleri kullanılarak testler gerçekleştirilir<sup>4</sup> (Enders, 2015, s. 207). Hesaplanan  $\phi_1$ ,  $\phi_2$  ve  $\phi_3$  istatistikleri Dickey ve Fuller (1981) çalışmasında rapor edilen kritik değerler ile kıyaslanmaktadır. Zira hesaplanan F istatistikleri standart F testinde olduğu gibi hesaplanmakta fakat dağılımı standart F dağılımına uymamaktadır. Bu üç ek testte boş hipotezlerin reddedilmesi ADF test modelleri içerisinde birim kök varsayımı altında sabit terimin ve trendin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucunu doğurmaktadır. Dickey ve Fuller (1981), trend ve sabit terimin istatistiksel olarak sıfırdan farklı olduğu durumda  $\delta = 0$  hipotezinin standart normal dağılım kullanılarak test edilmesi gerektiğini öne sürmüştür. Test edilen sabit ve/veya trend anlamlı ise, seri gerçek veri yaratma sürecinde trend ve/veya sabit içeriyor demektir ve böyle bir durumda hesaplanan ADF testi istatistiği normal dağılıma yakınsamış olacaktır.

#### 4.1.2. Phillips – Perron Birim Kök Testi

ADF birim kök testi hata terimlerinin sabit varyanslı olduğu ve bağımsız olduğu varsayımını yapmaktadır. Hata terimlerinin bağımsız olmaması, diğer bir deyişle otokorelasyonlu olması, DF birim kök testinde bazı problemlere sebep olmaktadır ve bu problemler serinin gecikmeli değerlerinin modele dahil edilmesi ile, yani ADF testi ile çözülmektedir. Phillips ve Perron (1988), ADF birim kök testindeki parametrik

<sup>4</sup>  $\phi_i = \frac{(SSR(kısıtlı) - SSR(kısıtsız)) / r}{SSR(kısıtsız) / (T - k)}$  şeklinde hesaplanmaktadır. Burada SSR hata kareleri toplamını; r kısıt sayısını; T gözlem sayısı ve k kısıtsız modelde tahmin edilen parametre sayısını göstermektedir.

yaklaşımına alternatif olarak hata terimi üzerinde daha esnek varsayımlar yaparak parametrik olmayan bir yaklaşım geliştirmiştir. Veri yaratma süreci,  $a = 1$  olacak şekilde AR(1) süreci (bu durumda rassal yürüyüş süreci) olarak tanımlanmıştır:

$$y_t = ay_{t-1} + u_t \quad (t = 1, 2, \dots) \quad (4.13)$$

Denklem (4.13)'te, hata terimi  $u_t$ 'nin beklenen değeri sıfırdır ve birim kök testi için boş hipotez sürecin rastsal yürüyüş süreci olduğunu ifade edecek şekilde,  $H_0: a = 1$  şeklindedir. Birim kök testi yönteminde, Phillips ve Perron (1988) özellikle aşağıdaki iki regresyon modelinin tahmin edicilerine ve test istatistiklerinin dağılımına önem vermiştir:

$$y_t = \hat{\mu} + \hat{a}y_{t-1} + \hat{u}_t \quad (4.14)$$

$$y_t = \tilde{\mu} + \tilde{\beta} \left(1 - \frac{1}{2}T\right) + \tilde{a}y_{t-1} + \tilde{u}_t \quad (4.15)$$

Denklem (4.14) ve (4.15)'te yer alan  $\tilde{\mu}$ ,  $\tilde{\beta}$ , ve  $\tilde{a}$  katsayıları EKK tahmin yöntemi kullanılarak elde edilen tahminlerdir. Burada Denklem (4.15)'te yer alan açıklayıcı değişkenler matrisi  $(T \times 3)$  boyutlu  $\mathbf{X}$  matrisi olarak tanımlanmıştır. Birim kök testi sürecinde bu katsayıların dağılımları ve  $t$  istatistikleri ile ilgilenilmektedir:

$$t_{\hat{a}} = (\hat{a} - a) \{ \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 \}^{\frac{1}{2}} / \hat{s}, \quad t_{\hat{\mu}} = (\hat{\mu} - \mu) \{ \sum (y_{t-1} - \bar{y}_{-1})^2 / \sum y_{t-1}^2 \}^{\frac{1}{2}} / \hat{s},$$

$$t_{\tilde{\mu}} = (\tilde{\mu} - \mu) / (\tilde{s}^2 c_1)^{\frac{1}{2}}, \quad t_{\tilde{\beta}} = (\tilde{\beta} - \beta) / (\tilde{s}^2 c_2)^{\frac{1}{2}} \quad \text{ve} \quad t_{\tilde{a}} = (\tilde{a} - a) / (\tilde{s}^2 c_3)^{\frac{1}{2}}.$$

Burada  $\hat{s}$  ve  $\tilde{s}$  Denklem (4.14) ve (4.15) ile verilen regresyonların standart hatalarıdır.  $c_i$  ise  $(X'X)^{-1}$  matrisinin  $i$ . diyagonal elemanını ifade etmektedir ve  $\bar{y}_{-1} = T^{-1} \sum y_{t-1}$ 'dir.

Phillips ve Perron (1988), ADF birim kök testinde olduğu gibi hata teriminin otokorelasyonsuz ve homojen dağılımlı olması varsayımına gerek duymamaktadır. PP testinde hata terimleri arasındaki zayıf bağımlılık ve hataların heterojen dağılımı kabul edilmektedir. Zayıf bağımlı ve heterojen bir süreci ortaya koyan Phillips ve Perron

(1988), test istatistiklerinin bu koşullar altındaki dağılımının, Dickey ve Fuller (1979) ile aynı forma sahip olduğunu belirtmektir (Philips, P and Peron, 1988, s.339). ADF birim kök testinde olduğu gibi, PP testi de sabitli; sabitli ve trendli; sabitsiz ve trendsiz olmak üzere üç farklı model için farklı tablo kritik değerlere sahiptir. PP testinden elde edilen test istatistikleri, ADF testindekiler ile aynı istatistiksel dağılımı izleyeceğinden, aynı tablo kritik değerleri kullanılmaktadır.

#### 4.1.3. KPSS Birim Kök Testi

Serilerin birim kök içerip içermediğini test etmek amacıyla literatürde önerilen bir diğer birim kök testi de Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (KPSS) testidir. Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) çalışmasında öne sürülen yaklaşımda, birim kökün varlığı Lagrange Çarpanı (LM) testi kullanılarak araştırılmıştır. KPSS birim kök testinin boş hipotezi ADF ve PP testlerinden farklı olarak, ilgilenilen serinin boş hipotez altında deterministik trend etrafında durağan olduğu, başka bir deyişle birim kök içermediği öne sürülmektedir. Kwiatkowski vd. (1992), deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan hatalar olacak şekilde zaman serisini üç temel bileşene ayrıştırma yaklaşımını öne sürmüşlerdir.

$$y_t = \xi t + r_t + \varepsilon_t \quad (4.16)$$

Denklem (4.16)'da,  $t$  deterministik trendi;  $r_t$  rassal yürüyüş sürecini ve  $\varepsilon_t$  de durağan hataları ifade etmektedir.  $r_t$  ile gösterilen rassal yürüyüş süreci Denklem (4.17)'deki gibi tanımlanmıştır:

$$r_t = r_{t-1} + u_t \quad u_t \sim IID(0, \sigma_u^2) \quad (4.17)$$

Denklem (4.17)'de başlangıç değeri  $r(0)$  sabit terim olarak değerlendirilmektedir. KPSS birim kök testinde, serinin durağan olup olmadığı  $\sigma_u^2 = 0$  hipotezinin test edilmesi ile incelenmektedir. Bu testte, eğer  $\varepsilon_t$  durağan kabul edilirse, boş hipotez altında  $y_t$  trend durağandır. Kwiatkowski vd. (1992), Denklem (4.17)'de  $\xi t$ 'nin sifıra eşit olduğu özel bir durumu da değerlendirmişlerdir. Böyle bir durumda, boş hipotez altında  $y_t$  bir trend etrafında durağan olmaktan ziyade bir sabit etrafında durağan olmaktadır (Kwiatkowski, Phillips, Schmidt, & Shin, 1992, s.162).

KPSS birim kök testi,  $y$  serisinin sabit ve trend üzerine regresyonundan elde edilen kalıntılara ( $e_t, t=1,2,\dots,T$ ) dayanmaktadır. Kalıntıların kısmi toplamaları Denklem (4.18)'deki gibi tanımlanmıştır.

$$S_t = \sum_{t=1}^T e_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (4.18)$$

KPSS birim kök testi için ilgili test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_e^2 \quad (4.19)$$

Hesaplanan LM istatistiği için kritik değerler Kwiatkowski vd. (1992) çalışmasında ortaya koyulan kritik değerler ile karşılaştırılır ve ilgilenilen serinin birim kök içerip içermediği sonucuna varılır.

#### 4.2. Doğrusal Eşbütünleşme Yaklaşımları

Eşbütünleşme, en basit anlamı ile iktisadi değişkenler arasındaki istatistiksel uzun dönemli ilişkidir. Daha teknik bir şekilde ifade etmek gerekirse, tümleşik ( $I(1)$ ) serilerin doğrusal kombinasyonlarının durağan olması durumunda, bu değişkenler eşbütünleşik değişkenler denir (Enders, 2015, s.343).

Matematiksel olarak ifade etmek gerekirse,  $y_t$  ( $n \times 1$ ) boyutlu bir zaman serileri vektörü olsun. Tek tek ele alınan serilerin her birinin  $I(1)$ , yani bir birim kök içeren ve durağan olmayan seriler olduğu varsayalım.  $a$ , ( $n \times 1$ ) boyutlu sıfır olmayan bir vektör ve  $a'y_t$  serisinin bazı lineer kombinasyonları durağan ( $I(0)$ ) ise  $y_t$  eşbütünleşiktir denmektedir.

$$y_{1t} = \gamma y_{2t} + u_{1t} \quad (4.20)$$

$$y_{2t} = y_{2t-1} + u_{2t} \quad (4.21)$$

Denklem (4.20) ve (4.21)'de yer alan  $u_{1t}$  ve  $u_{2t}$ , korelasyonsuz ve beyaz gürültü süreçleridir.  $y_{2t}$ 'nin tek değişkenli gösterimi  $\Delta y_{2t} = u_{2t}$  olacak şekilde bir rassal yürüyüş sürecini temsil etmektedir. Denklem (4.20)'nin farkı alınması sonucu Denklem (4.22) elde edilmektedir:

$$\Delta y_{1t} = \gamma \Delta y_{2t} + \Delta u_{1t} = \gamma u_{2t} + u_{1t} - u_{1,t-1} \quad (4.22)$$

Denklem (4.22)'de eşitliğin sağ tarafı hareketli ortalama olarak adlandırılan MA(1) gösterimine sahiptir:

$$\Delta y_{1t} = v_t + \theta v_{t-1} \quad (4.23)$$

$v_t$ , beyaz gürültü sürecidir.  $\gamma \neq 0$  olduğu sürece  $\theta \neq -1$  ve  $E(u_{2t}^2) > 0$  olacaktır. Bu durumda  $y_{1t}$  ve  $y_{2t}$   $I(1)$  süreci ve doğrusal kombinasyonları ( $y_{1t} - \gamma y_{2t}$ ) durağan olmaktadır. Böylece,  $y_t$  eşbütünleşiktir sonucu ortaya çıkmaktadır (Hamilton, 1994, s.571 - 572).

Yıllar boyunca ekonometrisyenler iktisadi zaman serilerinin tümleşik olabileceği durumunu hesaba katmamışlar ve durağan stokastik serilere uyguladıkları geleneksel istatistiksel metotları kullanmışlardır. Granger ve Newbold (1974) tarafından, bu şekilde yapılan uygulamaların bazı problemlere neden olacağını savunulmuş ve bağımsız olarak oluşturulmuş iki rassal yürüyüş sürecinin birbirleri üzerine regres edilen bir simülasyon uygulanmıştır. EKK parametrelerinin sıfıra değil, dejenere olmayan dağılıma sahip bir rastsal değişkene yakınsadığı gözlemlenmiştir. Bu katsayıların boş hipotez altında istatistiksel olarak sıfıra eşit olup olmadığının olağan t dağılımı kritik değerleri kullanılarak test edilmesi sonucu, boş hipotez (hatalı bir şekilde) sıklıkla reddedilmiştir. Benzer şekilde determinasyon katsayısı da teorik olarak olması gereken dağılıma yakınsamaktan ziyade, dejenere olmayan bir dağılıma yakınsamıştır. Tahmin edilen kalıntılar, teorik olarak beklendiği şekilde  $I(1)$  çıkmıştır. Bu durum, Durbin-Watson istatistiğinin sıfıra yakınsaması anlamına gelmektedir (Kirschgässner & Wolters, 2007, s.199).

Bu tip sahte regresyonlardan kaçınmak için, zaman serisi analistleri orijinal serileri kullanmayı tavsiye etmiş, fakat bazı transformasyonlar yapılmasını önermişlerdir. Örneğin, George E. P. BOX ve Gwilym M. Jenkins (1970) zaman serileri arasındaki dinamik ilişkiyi tahmin etmek için, serilerin korelogramları durağanlığa işaret edene kadar fark alınması ve bu transformasyondan sonra çapraz korelasyonların ilişkiyi tanımlaması için kullanılmaları gerektiğini önermişlerdir (Kirschgässner & Wolters, 2007, s.201).

#### 4.2.1. Engle – Granger Eşbütünleşme Testi

İktisadi seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test eden yaklaşımlar içerisinde en bilinenlerden biri Engle ve Granger (1987) çalışmalarında ortaya attıkları eşbütünleşme testi yaklaşımıdır. Engle – Granger Testinde, arasında eşbütünleşme aranacak serilerin aynı mertebede tümleşik olmaları gerekmektedir. Eğer seriler farklı seviyelerde tümleşik ise, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Engle – Granger (1987) yöntemi ile test edilememektedir.

$$Y_t = \alpha + \beta X_t + \varepsilon_t \quad (4.24)$$

Engle – Granger Testinde seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etmek için birkaç adım bulunmaktadır. Denklem (4.24)'te yer alan basit regresyon modelinde  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenleri, aynı mertebeden tümleşiktir.  $Y_t$  ve  $X_t$ 'nin eşbütünleşik olmaları için hata terimi olan  $\varepsilon_t$ 'nin  $I(0)$  olması gerekmektedir. Bu durum,  $Y_t \sim I(1)$ ,  $X_t \sim I(1)$  ve  $\varepsilon_t \sim I(0)$  olduğundan,  $Y_t, X_t \sim CI(1,1)$  şeklinde gösterilebilir (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s.562).

Engle – Granger Testi birkaç adımda yapılmaktadır.

##### Adım 1:

Denklem (4.24)'te verilen modeldeki değişkenlere birim kök testleri yapılır. Bu birim kök testi sonucuna göre serilerin hangi derecede tümleşik oldukları belirlenir. Eğer seriler aynı dereceden tümleşik ise, eşbütünleşme analizi için bir sonraki adıma geçilir. Eğer seriler, farklı mertebelerden tümleşikler ise, serilerin eşbütünleşik olmadığı sonucuna varılır. Eğer iki seri de düzeyde durağan ise, aralarındaki ilişki klasik regresyon yöntemi ile belirlenebilir.

##### Adım 2:

Adım 1'de iki değişkenin de  $I(1)$  bulunduğu varsayımından hareketle, Denklem (4.24)'te verilen model EKK tahmin yöntemi ile tahmin edilir ve bu tahmin sonucundan kalıntılar elde edilir.

##### Adım 3:

Adım 2'de elde edilen kalıntıların hangi derecede tümleşik olduğu belirlenmektedir. Eğer kalıntılar  $I(0)$  çıkarsa,  $Y_t$  ve  $X_t$ 'nin eşbütünleşik olduğu

sonucuna varılmaktadır. Ancak bu adımda dikkat edilmesi gereken nokta, kalıntılara birim kök testi uygulanırken test istatistiğinin karşılaştırılması gereken kritik değerler herhangi bir birim kök testinde kullanılan kritik değerler değildir. DF veya ADF testlerinde doğrudan gözlemlenebilen değişkenlerde birim kökün varlığı test edilirken, Engle-Granger eşbütünleşme testinde birinci aşamada tahmin edilen kalıntılarda birim kökün varlığı test edildiği için hesaplanan istatistiğin dağılımı DF dağılımına uymamaktadır ve DF dağılımına göre daha sola kayık olmaktadır. Test sürecinde kullanılacak kritik değerler Engle – Granger (1987) ya da Mckinnon (1991) çalışmalarında ortaya koyulan tablo değerleri olmalıdır (Sevüktekin ve Çınar, 2014, s.563).

Engle – Granger eşbütünleşme yaklaşımı iki tane  $I(1)$  değişkenin, doğrusal kombinasyonlarının  $I(0)$  olmasına dayanmaktadır. Bu durum sağlandığında, ilgilenilen değişkenlerin uzun dönemde ilişkili olduğu sonucuna varılmaktadır. Fakat değişkenlerin uzun dönemde ilişkili olmaları, kısa dönemde bir dengesizliğe yol açabilir. Engle – Granger (1987) çalışmasında Granger Temsil Toremi olarak adlandırılan, bir hata düzeltme mekanizması önerilmiştir. Denklem (4.25)'te, önerilen hata düzeltme modelinin (*HDM*) genel bir hali verilmiştir.

$$\Delta Y_t = \gamma(Y_{t-1} - \alpha - \beta X_{t-1}) + \sum_{j=1}^n \theta_{1j} \Delta X_{t-j} + \sum_{j=1}^n \theta_{2j} \Delta Y_{t-j} + v_t \quad (4.25)$$

Burada,  $v_t$  beyaz gürültü sürecini temsil etmektedir. Eğer  $Y_t$  ve  $X_t$  değişkenleri eşbütünleşik ise, uyarlanma katsayısı da denilen  $\gamma$  parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır ve  $-1 < \gamma < 0$  aralığında olması gerekmektedir. Bu durum, hata düzeltme mekanizmasının doğru çalışması için gereklidir.

#### 4.2.2. Johansen Eşbütünleşme Testi

Engle ve Granger (1987) çalışmasında ortaya koyulan yöntem, değişkenler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etme konusunda uygulamada basit bir yöntemdir. Fakat bu yöntemin bazı kusurları bulunmaktadır. Bu kusurlardan biri, daha öncesinde eşbütünleşme ilişkisi bulunan modelde, bağımlı değişken ile bağımsız değişkenin yer değiştirmesi bu eşbütünleşme ilişkisini etkilemektedir. Asimptotik teoriye göre, örneklem büyüklüğü sonsuza gittikçe, değişkenlerin yer değiştirmeleri sonucu oluşan

iki modelden elde edilecek kalıntılara uygulanan birim kök testi sonuçlarının denk olması gerekmektedir.

Engle – Granger (1987) testinin bir diğer kusuru da testin birkaç aşamada gerçekleşiyor olmasıdır. Bu testte öncelikle regresyon modeli tahmin edilerek kalıntılar elde edilmektedir. Daha sonra elde edilen bu kalıntılara birim kök testi yapılmaktadır. Eğer bu iki aşamanın ilkinde bir hata yapılırsa, bu durum ikinci aşamaya da yansıtacaktır ve test sonucu hatalı olacaktır. Sonuç olarak bu problemlerden kaçınmak için bazı metotlar geliştirilmiştir (Enders, 2015, s.373). Bu çalışmalardan biri Soren Johansen (1988) çalışmasında önerilen eşbütünleşme testidir.

Johansen (1988) çalışmasında, seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisini test etmek için bir en çok olabilirlik (ML) tahminini geliştirmiştir. Johansen eşbütünleşme testi süreci için Denklem (4.26) verilmektedir:

$$\Delta Y_t = \sum_{j=1}^p A_j Y_{t-j} + D_t + U_t \quad (4.26)$$

Burada  $U_t$  normal dağılıma sahip  $k$  boyutlu bir beyaz gürültü sürecini;  $D_t$  deterministik terimler vektörünü ve  $A_j$ ,  $j=1,2,\dots,p$  olmak üzere  $(k \times k)$  boyutlu parametre matrisini temsil etmektedir. Denklem (4.27)'de, Denklem (4.26)'te verilen modelin hata düzeltme modeli hali verilmektedir:

$$\Delta Y_t = -\Pi Y_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} A_j^* \Delta Y_{t-j} + D_t + U_t \quad (4.27)$$

Burada  $\Pi = A(1) = I - \sum_{j=1}^p A_j$  ve  $A_j^* = -\sum_{i=j+1}^p A_i$ ,  $j=1,2,\dots,p-1$ 'dir.  $\Pi$  matrisi değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkisini temsil etmektedir. Eğer  $Y_t$ 'nin tüm bileşenleri  $I(1)$  olursa,  $\Delta Y_t, \dots, \Delta Y_{t-p+1}$  serilerinin tüm bileşenleri durağan olmaktadır ve  $Y_{t-1}$ 'in de tüm bileşenleri birinci farktan tümleşik olmaktadır. Böylece  $\Pi$  matrisi ful rank (rankı  $k$  olmak üzere) olduğu sürece, Denklem (4.27)'de eşitliğin iki tarafının bütünleşme dereceleri farklı olmaktadır. Bu durumda, Denklem (4.28)'de verilen ayrıştırma gereklidir.

$$\Pi_{(k \times k)} = \Gamma_{(k \times r)} B'_{(r \times k)} \quad (4.28)$$

Burada  $B$  matrisi eşbütünleşme matrisidir. Denklem (4.28)'de yer alan matrislerin rankları  $r$  olmaktadır.  $B'Y_{t-1}$  çarpımı, Denklem (4.27)'da verilen sistemin dengeli olduğunu garanti eden  $r$  tane durağan doğrusal kombinasyonu vermektedir (Kirschgässner & Wolters, 2007, s.219).

Johansen (1988) çalışmasında, Denklem (4.28)'de verilen kısıdı dikkate alarak Denklem (4.27)'da verilen sistemin en çok olabilirlik tahminini önermiştir. Denklem (4.26)'te verilmiş olan sistem, deterministik terimleri içermediği varsayımı altında şu şekilde yazılabilmektedir:

$$\Delta Y_t + \Gamma B' Y_{t-1} = A_1^* \Delta Y_{t-1} + \dots + A_{p-1}^* \Delta Y_{t-p+1} + U_t \quad (4.29)$$

$A_j^*, j = 1, \dots, p-1$  teriminin ML tahmini  $\Gamma$  ve  $B$  verildiğinde, Denklem (4.29)'de yer alan sisteme EKK yöntemi uygulanarak bulunmaktadır. Kısa dönem dinamiklerinin  $\Delta Y_t$  ve  $Y_{t-1}$  üzerindeki etkisini elimine etmek için,  $\Delta Y_t$  ve  $Y_{t-1}$  değerlerini kendi gecikmeleri üzerine regres ederek kalıntılar ( $R_{0t}$ ) elde edilmektedir:

$$R_{0t} = -\Gamma B' R_{1,t} + \hat{U}_t \quad (4.30)$$

Denklem (4.30)'da yer alan eşitlikte  $R_0$  durağan ve  $R_1$  durağan olmayan süreçlerdir. Johansen yaklaşımındaki fikir,  $R_0$  ile en yüksek korelasyonu gösteren  $B'R_1$  doğrusal kombinasyonlarını bulmaktır.  $\Gamma$  matrisinin optimal değerleri ve  $U$ 'nun varyans ve kovaryans matrisi ( $\Sigma$ ), bilinen  $B$  için Denklem (4.30)'un EKK tahmin yöntemi ile regresyonundan elde edilebilir (Kirschgässner & Wolters, 2007, s.222).

$$\hat{\Gamma}(B) = -S_{01} B (B' S_{11} B)^{-1} \quad (4.31)$$

Ve

$$\hat{\Sigma}(B) = S_{00} - S_{01} B (B' S_{11} B)^{-1} B' S_{10} \quad (4.32)$$

Denklem (4.31) ve (4.32)'de yer alan  $S_{ij}$  şu şekilde tanımlanmıştır:

$$S_{ij} = T^{-1} \sum_{t=1}^T R_{i,t} R'_{j,t}, \quad i, j=0,1 \text{ için} \quad (4.33)$$

Denklem (4.31) ve (4.32) de yoğunlaşmış olan en çok olabilirlik fonksiyonun  $|\hat{\Sigma}(B)|^{-T/2}$  ile orantılı olduğu gösterilebilir. Bu durumda, B'nin optimal değerleri  $|S_{00} - S_{01}B(B'S_{11}B)^{-1}B'S_{10}|$  determinantının B'ye göre minimize edilmesiyle bulunmaktadır. Johansen (1995) çalışmasında, bu durumun Denklem (4.34)'te verilen özdeğer problemine denk olduğunu göstermiştir.

$$|\lambda S_{11} - S_{10}S_{00}^{-1}S_{01}| = 0 \quad (4.34)$$

Denklem (4.35)'te özdeğerler  $\lambda_i$  ve karşılık gelen k boyutlu özvektörler  $v_i$  verilmiştir:

$$\lambda_i S_{11} v_i = S_{10} S_{00}^{-1} S_{01} v_i \quad i=1,2,\dots,k \quad (4.35)$$

İsteğe bağlı normalleştirme yapılarak:

$$\begin{bmatrix} v'_1 \\ \vdots \\ v'_k \end{bmatrix} S_{11} \begin{bmatrix} v_1 & \dots & v_k \end{bmatrix} = I_k \quad (4.36)$$

Burada  $I_k$ , k boyutlu birim matrisi temsil ettiğinden, Denklem (4.36)'nın tek bir çözümü vardır.  $1 \geq \hat{\lambda}_1 \geq \dots \geq \hat{\lambda}_k \geq 0$  koşulu tahmini özdeğerler için sağlanmaktadır. Eşbütünleşme rankı r olan k tane I(1) değişkenin, r tane özdeğerinin pozitif olacağı gösterilebilir ve bu durumda geriye kalan k - r tane özdeğeri asimptotik olarak sıfır olacaktır. Eşbütünleşme vektörleri karşılık gelen özvektörler ile tahmin edilmektedir:

$$\hat{B} = [\hat{v}_1 \quad \dots \quad \hat{v}_k] \quad (4.37)$$

Anlamlı bir şekilde pozitif olan özdeğerlerin sayısı eşbütünleşme uzayının rankı olan r'yi belirlemektedir. Bu durum iki farklı olabilirlik oranı testine öncülük etmektedir.

Bu testlerden ilk iz testidir. İz testinin hipotezleri aşağıdaki gibidir:

$H_0$ : En fazla r tane pozitif özdeğer vardır.

$H_1$ : r taneden fazla pozitif özdeğer vardır.

İz testi için test istatistiği şu şekilde hesaplanmaktadır:

$$\text{Tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (4.38)$$

İkincisi ise maksimum özdeğer ( $\lambda_{max}$ ) olarak adlandırılan,  $r$  tane mi yoksa  $r + 1$  tane mi eşbütünleşme vektörü olduğunu analiz eden testtir.  $\lambda_{max}$  testinin hipotezleri aşağıdaki gibi kurulmaktadır:

$H_0$ : Tam olarak  $r$  tane pozitif özdeğer vardır.

$H_1$ : Tam olarak  $r + 1$  tane pozitif özdeğer vardır.

$\lambda_{max}$  testi için test istatistiği Denklem (4.39)'da verildiği gibidir:

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (4.39)$$

Testler,  $r=0$  varsayımı ile başlamakta ve boş hipotez ilk kez reddedilemeyene kadar devam etmektedir. Eşbütünleşmenin rankı,  $r$ 'nin karşılık gelen değerine eşit olacaktır. Boş hipotez test istatistiğinin çok geniş değerleri için reddedilmektedir. Test istatistikleri standart asimptotik dağılımdan gelmediklerinden, kritik değerler simülasyon yapılarak oluşturulmuştur. Kritik değerler, Denklem (4.26)'da verilen VAR(p) (vektör otoregresif) modeline eklenen deterministik terimlere ve karşılık gelen hata düzeltme modelinin uzun dönem ilişkisinde yer alan deterministik terimlere bağlıdır (Kirschgässner & Wolters, 2007, s.223 - 224).

Johansen (1995) ve Hansen & Juselius (1995) bir modelin deterministik bileşenlerinin seçiminin, test istatistiklerinin asimptotik dağılımı için önemli sonuçları olduğunu vurgulamışlardır. Bu nedenle deterministik bileşenlerin bulunduğu 5 farklı modele karşılık gelen, beş farklı kritik değer tablosu ortaya koyulmuştur (Ahking, 2002, s.52). Bu beş farklı model şu şekilde özetlenebilir;

- (i) Y deterministik trend içermemektedir ve eşbütünleşme ilişkisi sabit terim içermemektedir.
- (ii) Y deterministik trend içermemektedir ancak eşbütünleşme ilişkisi sabit terim içermektedir.

- (iii) Y doğrusal deterministik trend içermektedir ve eşbütünleşme ilişkisi sabit terim içermektedir.
- (iv) Y ve eşbütünleşme ilişkisi doğrusal deterministik trend içermektedir.
- (v) Y kuadratik deterministik trend içermektedir ve eşbütünleşme ilişkisi doğrusal deterministik trend içermektedir.

Tıpkı Engle – Granger (1987) eşbütünleşme testinde olduğu gibi, Johansen (1988) eşbütünleşme yaklaşımında da serilerin aynı dereceden tümleşik olmaları gerekmektedir. Değişkenler farklı derecelerden tümleşikler ise Johansen eşbütünleşme testi kullanılamamaktadır.

#### 4.2.3. ARDL Yaklaşımı ve Sınır Testi

Genel olarak araştırmacılar, iktisadi zaman serilerinin analiz edilmesi ve geleneksel regresyon modellerinin oluşturulması sürecinde birçok zaman serisinin doğal dinamik özelliklerini göz ardı etmişlerdir. İlgilenilen zaman serisinin durağan olduğu ya da en azından deterministik bir terim etrafında durağan olduğu varsayılmıştır. Durağan olmama probleminin ve bir modelin gecikme yapısı üzerindeki kısıtlamaların üstesinden gelmek için iktisadi analizler eşbütünleşme konusu üzerine yoğunlaşmıştır (Nkoro & Uko, 2016, s.65).

İktisadi serilerin dinamik yapıları, eşbütünleşme analizlerinde farklı yaklaşımların gelişmesine yön vermiştir. Bunlardan biri de gecikmesi dağıtılmış modeller ile tahmin yöntemidir. Gecikmesi dağıtılmış bir modele örnek olarak Denklem (4.40) verilebilir:

$$y_t = a + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \dots + u_t \quad (4.40)$$

Alt (1942) ve Tinbergen (1949) yaklaşımları dikkate alındığında, Denklem (4.40) EKK tahmin yöntemi ile tahmin edilebilmektedir. Alt ve Tinbergen, bu tarz bir modelin ardışık (*sequentially*) bir şekilde tahmin edilmesi gerektiğini öne sürmüşlerdir. Yani,  $Y_t$  değişkenini önce  $X_t$ ; daha sonra  $X_t$  ve  $X_{t-1}$ ; daha sonra  $X_t$ ,  $X_{t-1}$  ve  $X_{t-2}$  üzerine regresyonunun tahminini önermişlerdir. Bu ardışık tahmin süreci gecikmeli değişkenlerin katsayıları anlamsız olmaya başladığı ya da en az bir katsayının işareti değiştiği zaman durmaktadır (Gujarati, 2004, s.664).

Denklem (4.40)'da verilen modeli EKK yöntemi ile tahmin etmek bazı sorunlara neden olmaktadır. Uygun gecikme uzunluğuna doğru bir şekilde karar verememek

model tanımlama hatasına neden olabilmektedir. Modele çok fazla gecikmeli değişken eklemek serbestlik derecesini düşürebilmekte, böylece istatistiksel testler daha zayıf kalabilmektedir. Gecikmeli değişkenler kendi aralarında korelasyonlu olabilir ve bu durum çoklu doğrusal bağlantı sorununu doğurabilir. Bu nedenle, Almon ve Koyck modelleri gibi, bu tarz dinamik modelleri tahmin etmek için farklı varsayımlara dayanan tahmin yöntemleri ortaya atılmıştır.

Gecikmesi dağıtılmış tahmin yöntemlerinden biri de otoregresif gecikmesi dağıtılmış (ARDL) modelidir. Genel olarak bir ARDL modeli Denklem (4.41)'de olduğu gibi gösterilmektedir:

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^n a_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^m \gamma_i x_{t-i} + u_t \quad (4.41)$$

Denklem (4.41) açık formda şu şekilde yazılabilmektedir:

$$y = \mu + a_1 y_{t-1} + \dots + a_n y_{t-n} + \gamma_0 x_t + \gamma_1 x_{t-1} + \dots + \gamma_m x_{t-m} + u_t \quad (4.42)$$

$y^*$  ve  $x^*$ ,  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin durağan-durum düzeyleri olmak üzere;

$$y^* = \beta_0 + \beta_1 x^* \quad (4.43)$$

ve  $x^* = x_t = x_{t-1} = \dots x_{t-m}$  koşulu altında modelin uzun dönem çözümü:

$$y^* = \frac{\mu}{1-\sum a_i} + \frac{\sum \gamma_i}{1-\sum a_i} x^* \quad (4.44)$$

Denklem (4.44) yeniden düzenlenip daha açık bir halde yazıldığında;

$$y^* = \frac{\mu}{1-a_1-a_2-\dots-a_n} + \frac{(\gamma_1+\gamma_2+\dots+\gamma_m)}{1-a_1-a_2-\dots-a_n} x^* \quad (4.45)$$

ya da;

$$y^* = B_0 + B_1 x^* \quad (4.46)$$

t zamanında  $x$ 'in sabit değerlerine koşullu  $y^*$  şu şekilde tanımlanabilir:

$$y^* = B_0 + B_1 x_t \quad (4.47)$$

Burada uzun dönem çözümünün yapılabilmesi  $\sum_{i=1}^n a_i < 1$  olmasına bağlıdır. (Sevüktekin, 2017, s.576). Denklem (4.46) tahmin edilerek kalıntılar elde edilmekte ve geleneksel eşbütünleşme yaklaşımları uygulanmaktadır.

Geleneksel eşbütünleşme yaklaşımlarının aksine, Pesaran, Shin ve Smith (2001)'de önerilen sınır testi yaklaşımı değişkenlerin aynı dereceden tümleşik olmalarını gerektirmemektedir. Yani, değişkenler  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olabilmektedirler. Değişkenlerin aynı dereceden tümleşik olması gerektiği varsayımı yapılmadığından, boş hipotez altında test istatistiklerinin asimptotik dağılımları standart olmamaktadır.

ARDL sınır testi yaklaşımı serilerin  $I(1)$  mi yoksa  $I(0)$  mı olduğuna bakılmaksızın aralarında eşbütünleşme ilişkisini olup olmadığını test edebildiğinden, bu yöntem araştırmacılar tarafından çekici bulunmuştur (Rushdi, Kim, & Silvapulle, 2012, s. 537).

Pesaran, Shin ve Smith (2001)'de verilen varsayımlar altında eşbütünleşme ilişkisi için kısıtsız hata düzeltme modeli Denklem (4.48)'de verildiği gibidir:

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (4.48)$$

Burada  $c_0$  sabit terimi,  $t$  trend değişkenini,  $\pi_{yy}$  ve  $\pi_{yx.x}$  uzun dönem parametrelerini ve  $\Delta x_t$  kısa dönem dinamiklerini temsil etmektedir.

$c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\mu + [\gamma_{y.x} + (\pi_{yy}, \pi_{yx.x})]\gamma$ ,  $c_1 = (\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma$  ve  $\pi_{yx.x} \equiv \pi_{yx} - \omega' \Pi_{xx}$  şeklinde tanımlanmaktadır.<sup>5</sup> Pesaran, Shin ve Smith (2001), deterministik bileşenlerin nasıl belirlendiğine göre beş farklı durum için bir ayırım yapmışlardır:

**Durum 1** ( sabitsiz; trendsiz)  $c_0 = 0$  ve  $c_1 = 0$ . Bu durumda  $\mu = 0$  ve  $\gamma = 0$  olmaktadır. Böylece Denklem (4.48)'de verilen HDM;

$$\Delta y_t = \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yx.x} x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (4.49)$$

**Durum 2** (kısıtlı sabitli; trendsiz)  $c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\mu$  ve  $c_1 = 0$ . Bu durumda  $\gamma = 0$  olmaktadır. HDM;

---

<sup>5</sup>  $\Pi$ , uzun dönem çarpan matrisini ifade etmektedir,  $\Pi = \begin{bmatrix} \pi_{yy} & \pi_{yx} \\ \pi_{xy} & \pi_{xx} \end{bmatrix}$

$$\Delta y_t = \pi_{yy}(y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yx.x}(x_{t-1} - \mu_x) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (4.50)$$

**Durum 3** (kısıtsız sabitli; trendsiz)  $c_0 \neq 0$  ve  $c_1 = 0$ . Tekrardan  $\gamma = 0$  olmaktadır ancak bu sefer sabit kısıdı  $c_0 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\mu$  göz ardı edilmektedir. Bu durumda HDM;

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (4.51)$$

**Durum 4** (kısıtsız sabitli; kısıtlı trendli)  $c_0 \neq 0$  ve  $c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma$  ;

$$\Delta y_t = c_0 + \pi_{yy}(y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yx.x}(x_{t-1} - \gamma_x t) + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (4.52)$$

**Durum 5** (kısıtsız sabitli; kısıtsız trendli)  $c_0 \neq 0$  ve  $c_1 \neq 0$ . Burada, deterministik trend kısıdı  $c_1 = -(\pi_{yy}, \pi_{yx.x})\gamma$  göz ardı edilmektedir ve HDM;

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy}y_{t-1} + \pi_{yx.x}x_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \psi'_i \Delta z_{t-i} + \omega' \Delta x_t + u_t \quad (4.53)$$

olmaktadır.

Tanımlanan beş farklı durumdan sonra, Denklem (4.49) - (4.53) kullanılarak  $y_t$  ve  $x_t$  arasındaki düzeydeki ilişkinin (level relationship) varlığını test etmek için sınır testi adı verilen test süreci geliştirilmiştir. Buradaki temel yaklaşım, Engle ve Granger (1987) ve Banerjee, Dolado ve Mestre (1998)'e kıyasla, Denklem (4.49) - (4.53)'de  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin gecikmeli değişkenleri  $y_{t-1}$  ve  $x_{t-1}$ 'i modelden çıkartarak  $y_t$  ve  $x_t$  arasındaki herhangi bir düzey ilişkinin varlığını test etmektedir. Sonuç olarak, boş hipotez  $H_0^{\pi_{yy}}: \pi_{yy} = 0$ ,  $H_0^{\pi_{yx.x}}: \pi_{yx.x} = 0'$  ve alternatif hipotez  $H_0^{\pi_{yy}}: \pi_{yy} \neq 0$ ,  $H_0^{\pi_{yx.x}}: \pi_{yx.x} \neq 0'$  şeklinde tanımlanmaktadır. Böylece, Denklem (4.49) - (4.53)'de ilgilenilen ortak boş hipotez ve alternatif hipotez şu şekilde verilmiştir (Pesaran, Shin, & Smith, 2001, s.296):

$$H_0: H_0^{\pi_{yy}} \cap H_0^{\pi_{yx.x}} \quad (4.54)$$

$$H_1: H_1^{\pi_{yy}} \cup H_1^{\pi_{yx.x}} \quad (4.55)$$

Denklem (4.55)'te verilen alternatif hipotez, sadece  $\pi_{yy} \neq 0$  ve  $\pi_{yx.x} \neq 0$  durumunu değil,  $\pi_{yy} \neq 0$ ,  $\pi_{yx.x} = 0'$  ve  $\pi_{yy} = 0$ ,  $\pi_{yx.x} = 0'$  durumlarını da dikkate almaktadır. Bu durumda, boş hipotez altında  $y_t$  ve  $x_t$  arasındaki düzey ilişkisinin dejenere olması ihtimalini kabul etmek anlamına gelmektedir. Denklem (4.54)'te verilen boş hipotezin sınanması için F testi ya da Wald testi kullanılabilir. Ancak, hesaplanan F standart dağılıma sahip olmadığından, Pesaran, Shin ve Smith (2001)'de önerilen kritik değerler kullanılmalıdır.

Denklem (4.49) - (4.53)'de verilen beş model için, farklı anlamlılık düzeylerinde hesaplanan kritik değerler iki kısımdan oluşmaktadır: birincisinde bütün değişkenlerin I(1) olduğu varsayılırken diğerinde bütün değişkenlerin I(0) olduğu varsayılmaktadır. Bu durumda, kritik değerler arasında bir bant oluşmaktadır (Süslü & Bekmez, 2015, s.100). Test süreci üç farklı durumda ele alınabilir:

**Durum 1:** Eğer hesaplanan F istatistiği, bandın üst sınırında yer alan kritik değeri aşıyor ise değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını ifade eden boş hipotez reddedilmektedir. Böyle bir durumda seriler eşbütünlüktür sonucuna varılabilmektedir.

**Durum 2:** Eğer hesaplanan F istatistiği bandın alt sınırı olan kritik değerden daha düşük ise boş hipotez reddedilememektedir. Bu durumda seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olmadığı sonucuna varılmaktadır.

**Durum 3:** Hesaplanan F istatistiği alt sınır ile üst sınır arasında yer alıyor ise, seriler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı hakkında net bir sonuca varılamamaktadır.

Uygulanan sınır testi sonucunda, değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunursa, bir başka deyişle hesaplanan F istatistiği bandın üst sınırında yer alan kritik değerden daha yüksek olduğu durum gerçekleşirse, Engle – Granger yöntemine benzerlik gösteren hata düzeltme modeli tahmin edilmektedir. Bu şekilde değişkenler arasındaki kısa dönem katsayıları ve hata düzeltme terimi hesaplanmaktadır.

### 4.3. Doğrusal ve Doğrusal Olmama Durumları

İktisat teorisi birçok önemli zaman serisi değişkenlerinin doğrusal olmayan davranışlar sergilediğini varsaymaktadır. Örneğin, ücretlerin aşağı yönlü bir katılığa sahip olması, birçok makroekonomik modelin anahtar özelliğidir (Enders, 2015, s. 407).

Doğrusal bir zaman serisi  $x_t$  şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$x_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i a_{t-i} \quad (4.56)$$

Denklem (4.56)'da  $\mu$  sabit terimi,  $\psi_0 = 1$  olmak üzere  $\psi_i$  reel sayıları ve  $\{a_t\}$  dağılım fonksiyonu tam tanımlanmış bağımsız ve aynı şekilde dağıtılmış (IID) rasgele değişkenlerin dizisini temsil etmektedir.  $a_t$  sürekli bir dağılıma sahip;  $E(a_t) = 0$  ve  $Var(a_t) = \sigma_a^2$  olduğu varsayılmaktadır. Eğer  $\sigma_a^2 \sum_{i=1}^{\infty} \psi_i^2 < \infty$  ise,  $x_t$  zayıf durağan yani ilk iki momenti zamandan bağımsız olmaktadır. Denklem (4.56) koşulunu sağlamayan herhangi bir stokastik süreç doğrusal olmama durumunu doğurmaktadır. Matematiksel olarak, Denklem (4.57)'de  $x_t$  için tamamen stokastik bir zaman serisi modeli, mevcut(cari) ve geçmiş dönemlere ait şoklardan oluşan bir IID dizisinin fonksiyonu tanımlanmaktadır:

$$x_t = f(a_t, a_{t-1}, \dots) \quad (4.57)$$

Denklem (4.57)'te verilen model  $f(\cdot)$ 'in kendi bileşenlerinin doğrusal bir fonksiyonu olduğunu ifade etmektedir.  $f(\cdot)$ 'deki herhangi bir doğrusal olmama durumu, doğrusal olmayan bir modeli verecektir. Bu durumda doğrusal olmayan model çok fazla parametre içereceğinden uygulanabilir olmaktan çıkmaktadır.  $x_t$  kendi koşullu momentleri cinsinden yazılabilmektedir.  $F_{t-1}$ ,  $\{x_{t-1}, x_{t-2} \dots\}$  ve  $\{a_{t-1}, a_{t-2} \dots\}$  elemanlarının doğrusal kombinasyonları olacak şekilde,  $F_{t-1}$  veriyken  $x_t$ 'nin koşullu ortalama ve varyansı Denklem (4.58)'de gösterildiği gibidir:

$$\mu_t = E(x_t | F_{t-1}) \equiv g(F_{t-1}), \quad \sigma_t^2 = Var(x_t | F_{t-1}) \equiv h(F_{t-1}) \quad (4.58)$$

Denklem (4.58)'de  $g(\cdot)$  ve  $h(\cdot)$  tam tanımlanmış fonksiyonlardır ve  $h(\cdot) > 0$ 'dır. Model kısıtlı halde yeniden tanımlandığında:

$$x_t = g(F_{t-1}) + \sqrt{h(F_{t-1})} \varepsilon_t \quad (4.59)$$

Burada  $\varepsilon_t = a_t/\sigma_t$  standartlaştırılmış şoku temsil etmektedir. Denklem (4.57)'deki  $x_t$  serisi için  $g(\cdot)$ ,  $F_{t-1}$  ve  $h(\cdot) = \sigma_a^2$  bileşenlerinin doğrusal bir fonksiyonudur. Doğrusal olmayan modellerin türetilmesi, Denklem (4.58)'deki iki denklemin genişletilmesini içermektedir.  $g(\cdot)$  fonksiyonunun doğrusal olmaması,  $x_t$  serisinin ortalaması zamandan bağımsız;  $h(\cdot)$  fonksiyonunun zamandan bağımsız olmaması,  $x_t$  serisinin varyansta durağan olmadığı anlamına gelmektedir (Tsay, 2005, s.175 - 176).

#### 4.4. Doğrusal Olmama İçin Ön Testler

Doğrusal olmayan modellere giriş yapmadan önce, serilere bazı testler yaparak doğrusal olmama durumunun varlığı test edilmelidir. Doğrusal olmamanın önceden test edilmesi, araştırmacıyı verinin aşırı uyumundan (*overfitting*) korumaktadır (Enders, 2015, s.413). Serinin doğrusal olduğu boş hipotezi altında, doğrusal bir modelin kalıntıları bağımsız olmalıdır. Kalıntıların bağımsız olmasının ihlali, doğrusallık varsayımı da dahil olmak üzere ilgilenilen modelin yetersizliğini göstermektedir (Tsay, 2005, s.206).

##### 4.4.1. ACF ve Mcleod – Li Testi

Bir ARMA modeli tahmin edilirken, otokorelasyon fonksiyonu  $p$  ve  $q$  için uygun değerlerin belirlenmesine yardım etmektedir ve önemli bir teşhis aracıdır. Otokorelasyon katsayıları, serinin kendi gecikmeli değerleri ile arasında bulunan doğrusal ilişkinin derecesini gösterdiğinden, doğrusal olmayan modellerde yanıltıcı olabilmektedir (Enders, 2015, s.413 - 414).

McLeod ve Li (1983), bir ARMA ( $p,q$ ) modelinin kalıntı karelerine Ljung – Box istatistiği uygulayarak modelin yeterliliğini test etmiştir. Test istatistiği Denklem (4.59)'da gösterildiği gibidir:

$$Q(m) = T(T+2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\rho}_i^2(a_t^2)}{T-i} \quad (4.60)$$

Burada,  $T$  örneklem boyutunu,  $m$  testte kullanılacak olan uygun otokorelasyon sayısını,  $a_t$  kalıntı serilerini ve  $\hat{\rho}_i^2(a_t^2)$ ,  $a_t^2$ 'nin  $i$ . otokorelasyon fonksiyonunu göstermektedir. Eğer model yeterliyse,  $Q(m)$  asimptotik olarak  $m - p - q$  serbestlik

dereceli  $\chi^2$  dağılımına sahiptir.  $Q$  istatistiği  $a_t$ 'nin koşullu değişen varyansını belirleme konusunda kullanışlıdır. Testin boş hipotezi  $H_0: \beta_1 = \dots = \beta_m = 0$  şeklindedir, burada  $\beta_i$ , Denklem (4.61)'de verilen regresyon modelinde  $a_{t-i}^2$ 'nin katsayısını ifade etmektedir.

$$a_t^2 = \beta_0 + \beta_1 a_{t-1}^2 + \dots + \beta_m a_{t-m}^2 + e_t \quad (4.61)$$

$t = m + 1 + \dots + T$  şeklindedir. Test istatistiği kalıntılardan elde edildiğinden, serbestlik derecesi  $m - p - q$  şeklindedir.

#### 4.4.2. Reset Testi

Ramsey (1969) tarafından geliştirilen RESET testi, doğrusal EKK regresyonu için bir tanımlama testidir. RESET testi aynı zamanda doğrusallık boş hipotezini, doğrusal olmama alternatif hipotezine karşı varsaymaktadır. Eğer doğrusal modelden elde edilen kalıntılar bağımsızsa, tahmin edilen modelde kullanılan açıklayıcı değişkenlerle de korelasyonsuzdur. Böylece bu değerler üzerine yapılan kalıntıların regresyonu istatistiksel olarak anlamlı olmayacaktır. RESET testi için adımlar şu şekildedir:

**1.Adım:** En uygun doğrusal model tahmin edilir.  $e_t$  modelin kalıntılarını ve  $\hat{y}_t$  için uygun değerleri ifade etsin.

**2.Adım:** Denklem (4.62)'deki  $H$  için bir değer seçilir ve regresyon denklemi tahmin edilir:

$$e_t = \delta z_t + \sum_{h=2}^H a_h \hat{y}_t^h \quad H \geq 2 \text{ için} \quad (4.62)$$

Burada  $z_t$ , 1. adımda tahmin edilen modelde yer alan değişkenlerin olduğu vektördür. Örneğin, ARMA( $p, q$ ) gibi bir model tahmin edilirken,  $z_t$  vektörü sabit terimi,  $y_{t-1}$ 'den  $y_{t-p}$ 'ye ve  $e_{t-1}$ 'den  $e_{t-q}$ 'ya tüm değişkenleri içermektedir.

Bu regresyon, eğer model doğrusal ise açıklama gücüne sahip olmalı ve  $F$ 'in örneklem değeri de küçük olmalıdır. Böylece, eğer boş hipotez  $a_2 = \dots = a_H = 0$  için hesaplanan  $F$  istatistiği standart  $F$  tablosu kritik değerini aşarsa doğrusallık reddedilebilmektedir. RESET Testi çok sayıda parametre tahmini gerektirmediğinden yorumlanması kolaydır ve bazı doğrusal olmama durumlarını tespit etmekte kullanılabilir.

#### 4.4.3. Harvey – Leybourne Testi

Harvey ve Leybourne (2007)'de ortaya konulan yaklaşımda, serinin doğrusal olduğu boş hipotezi, doğrusal olmama alternatif hipotezine karşı test edilmektedir. Bu test, serinin durağanlık derecesi, yani  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olması dikkate alınmaksızın gerçekleştirilebildiğinden, diğer bazı doğrusallık testlerinden<sup>6</sup> farklıdır. Genel olarak doğrusal ve doğrusal olmama durumları; üstel ve lojistik yumuşak geçişli otoregresif modelleri (ESTAR – Exponential Smooth Transition Autoregressive ve LSTAR – Logistic Smooth Transition Autoregressive) çerçevesinde ele alınmaktadır. Doğrusal olmayan bir AR(1) modeli,  $I(0)$  bir  $y_t$ ,  $t=1, \dots, T$  serisi için şu şekilde gösterilmektedir:

$$y_t = \mu + v_t \quad (4.63)$$

$$v_t = \rho v_{t-1} + \delta f(v_{t-1}, \theta) v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.64)$$

Burada,  $\varepsilon_t$  beyaz gürültü sürecini ifade etmektedir;  $\rho$ ,  $\delta$  ve  $f(., \theta)$  fonksiyonu  $v_t$  durağan olacak şekilde seçilmektedir.  $f(., \theta)$  fonksiyonunun ESTAR ve LSTAR gösterimleri şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\text{ESTAR: } f(v_{t-1}, \theta) = 1 - \exp[-\theta(v_{t-1} - c)^2] \quad (4.65)$$

$$\text{LSTAR: } f(v_{t-1}, \theta) = \frac{2}{1 + \exp[-\theta(v_{t-1} - c)]} - 1 \quad (4.66)$$

Benzer biçimde doğrusal olmayan bir AR(1) modeli,  $I(1)$  bir  $y_t$ , serisi için şu şekilde gösterilmektedir:

$$y_t = \mu + v_t$$

$$\Delta v_t = \phi \Delta v_{t-1} + \lambda f(\Delta v_{t-1}, \theta) \Delta v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

Burada,  $\varepsilon_t$  beyaz gürültü sürecini ifade etmektedir;  $\phi$ ,  $\lambda$  ve  $f(., \theta)$  fonksiyonu  $\Delta v_t$  durağan olacak şekilde seçilmektedir.  $f(., \theta)$  fonksiyonu için  $\theta = 0$  etrafında ikinci sıra Taylor açılımı yapıldığında:

<sup>6</sup> Keenan (1985), Luukkonen vd. (1988) ve Tsay (1986) çalışmalarında öne sürülen doğrusallık testleri, serilerin düzey değerlerinde durağan olmaları varsayımını yapmaktadır.

$$v_t = \delta_0 v_{t-1} + \delta_1 v_{t-1}^2 + \delta_2 v_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (4.68)$$

ve

$$\Delta v_t = \lambda_0 \Delta v_{t-1} + \lambda_1 (\Delta v_{t-1})^2 + \lambda_2 (\Delta v_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (4.69)$$

Hem  $I(0)$  hem de  $I(1)$  olma olasılığını içermesi için, Denklem (4.68) ve (4.69) birleştirilerek hibrit bir veri yaratma süreci oluşturulmuştur (Harvey ve Leybourne (2007), s.151):

$$y_t = \mu + v_t$$

$$\begin{aligned} \Delta v_t = & \delta_0 v_{t-1} + \delta_1 v_{t-1}^2 + \delta_2 v_{t-1}^3 + \lambda_0 \Delta v_{t-1} + \lambda_1 (\Delta v_{t-1})^2 + \\ & \lambda_2 (\Delta v_{t-1})^3 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.70)$$

Eğer  $\delta_1 = \delta_2 = \lambda_1 = \lambda_2 = 0$  koşulu sağlanıyor ise model doğrusaldır. Doğrusallık boş hipotezini test etmek amacıyla Denklem (4.70)'de verilen veri yaratma süreci,  $y_t$ 'ler cinsinden yeniden yazıldığında:

$$\begin{aligned} y_t = & \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \beta_4 \Delta y_{t-1} + \beta_5 (\Delta y_{t-1})^2 + \\ & \beta_6 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.71)$$

Burada;

$$\begin{aligned} \beta_0 = & \mu(1 - \delta_0 + \delta_1 \mu - \delta_2 \mu^2), \quad \beta_1 = \delta_0 - 2\delta_1 \mu + 3\delta_2 \mu^2, \\ \beta_2 = & \delta_1 - 3\delta_2 \mu, \quad \beta_3 = \delta_2, \quad \beta_4 = \lambda_0, \quad \beta_5 = \lambda_1, \quad \beta_6 = \lambda_2 \end{aligned} \quad (4.72)$$

Denklem (4.71)'de  $y_t$ 'nin doğrusal  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olup olmadığı dikkate alınmaksızın, doğrusallık boş hipotezi ve doğrusal olmama alternatif hipotezi aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$H_0: \beta_2, \beta_3, \beta_5, \beta_6 = 0 \quad (4.73)$$

$$H_1: \beta_2, \beta_3, \beta_5, \beta_6 \neq 0 \text{ (En az bir tanesi sıfırdan farklı)} \quad (4.74)$$

Boş hipotez  $H_0$ 'ın alternatif hipotez  $H_1$ 'e karşı test edilmesi sürecinde, Wald istatistiği kullanılabilmektedir:

$$W_T: \frac{RSS_1 - RSS_0}{RSS_0/T} \quad (4.75)$$

Burada  $RSS_0$  ve  $RSS_1$  sırasıyla, Denklem (4.71)'in EKK yöntemi kullanılarak oluşturulan kısıtsız modelinden ve  $y_t$ 'nin  $\{1, y_{t-1}$  ve  $\Delta y_{t-1}\}$  üzerine regresyonu ile oluşturulan kısıtlı modelden elde edilen kalıntı kareleri toplamını ifade etmektedir.

#### 4.4.4. Harvey, Leybourne ve Xiao Testi

Harvey, Leybourne ve Xiao (2008), serinin bütünleşme derecesinin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olup olmamasını dikkate almadan, doğrusallık boş hipotezini doğrusal olmama alternatif hipotezine karşı test etmektedir. Harvey, Leybourne ve Xiao (2008)'de, bu yeni metodun sonlu örneklem simülasyonlarının Harvey – Leybourne (2007)'de ortaya konan teste nazaran daha iyi boyut özelliklerine sahip olduğu belirtilmektedir.

$I(0)$  bir  $y_t$  zaman serisi için doğrusal olmayan bir  $AR(1)$  modeli şu şekilde gösterilmektedir:

$$y_t = \mu + v_t$$

$$v_t = \rho v_{t-1} + \delta f(v_{t-1}, \theta) v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.76)$$

Burada  $\varepsilon_t$  sıfır ortalamalı ve IID olmaktadır.  $v_t$  global durağan olacak şekilde  $\rho$ ,  $\delta$  ve  $f(., \theta)$  seçilmektedir.  $f(., \theta)$  fonksiyonuna  $\theta = 0$  etrafında ikinci dereceden Taylor serisi açılımı uygulanmasıyla model Denklem (4.77)'de verilen eşitliğe yakınsamaktadır:

$$v_t = \delta_1 v_{t-1} + \delta_2 v_{t-1}^2 + \delta_3 v_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (4.77)$$

$f(., \theta)$  fonksiyonunun belirlenmesi, ESTAR ve LSTAR modellerini içermektedir:

$$\text{ESTAR: } f(v_{t-1}, \theta) = 1 - \exp[-\theta(v_{t-1} - c)^2] \quad (4.78)$$

$$\text{LSTAR: } f(v_{t-1}, \theta) = \frac{2}{1 + \exp[-\theta(v_{t-1} - c)]} - 1 \quad (4.79)$$

Denklem (4.77)'de verilen modelin ikinci sıra açılımı, ESTAR ve LSTAR gibi modellerin, doğrusal olmama durumunun temellerini yakaladığı varsayılmaktadır. Bu bağlamda doğrusal olma boş hipotezi, doğrusal olmama alternatif hipotezine karşı şu şekilde gösterilebilmektedir:

$$H_{0,0}: \delta_2 = \delta_3 = 0 \quad (4.80)$$

$$H_{1,0}: \delta_2 \neq 0 \text{ ve/veya } \delta_3 \neq 0 \quad (4.81)$$

Burada  $H_{.,0}$ ,  $y_t$ 'nin  $I(0)$  olduğu varsayımına dayanan hipotezi göstermektedir. Test süreci için, Denklem (4.77),  $y_t$ 'nin gözlemlenen değerleri cinsinden yeniden bir regresyon eşitliği halinde yazılmaktadır:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \beta_2 y_{t-1}^2 + \beta_3 y_{t-1}^3 + \varepsilon_t \quad (4.82)$$

Burada  $\beta_0 = \mu(1 - \delta_1 + \delta_2\mu - \delta_3\mu^2)$ ,  $\beta_1 = \delta_1 - 2\delta_2\mu + 3\delta_3\mu^2$ ,  $\beta_2 = \delta_2 - 3\delta_3\mu$ ,  $\beta_3 = \delta_3$  temsil etmektedir ve Denklem (4.82) türünden, boş ve alternatif hipotezler şu şekilde ifade edilmektedir:

$$H_{0,0}: \beta_2 = \beta_3 = 0 \quad (4.83)$$

$$H_{1,0}: \beta_2 \neq 0 \text{ ve/veya } \beta_3 \neq 0 \quad (4.84)$$

Bu kısıtların testi için standart Wald istatistiği şu şekilde verilmektedir:

$$W_0 = T \left( \frac{RSS_0^r}{RSS_0^u} - 1 \right) \quad (4.85)$$

$RSS_0^u$  ve  $RSS_0^r$ , sırasıyla Denklem (4.82)'in kısıtsız regresyonundan ve Denklem (4.82)'in  $\beta_2 = \beta_3 = 0$  kısıdı ile regresyonundan elde edilen kalıntı karelerini göstermektedir.  $RSS_0^r$ 'ın elde edildiği kısıtlı model Denklem(4.86)'da gösterildiği gibidir:

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.86)$$

Standart büyük örneklem teorisi,  $W_0$ 'ın boş hipotez altında, asimptotik olarak  $\chi^2(2)$  dağılımına uyduğunu belirtmektedir.

Doğrusal olmamanın  $y_t$ 'nin ilk farklarında yer aldığı, bir  $I(1)$  serisi için doğrusal olmayan  $AR(1)$  modeli şu şekilde ifade edilmektedir:

$$y_t = \mu + v_t$$

$$\Delta v_t = \phi \Delta v_{t-1} + \lambda f(\Delta v_{t-1}, \theta) \Delta v_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.87)$$

Burada,  $\phi$ ,  $\lambda$  ve  $f(\cdot, \theta)$  fonksiyonu  $\Delta v_t$  durağan olacak şekilde belirlenmektedir. Denklem (4.87),  $\theta = 0$  etrafında Taylor açılımı yapılarak yeniden yazılmaktadır:

$$y_t = \mu + v_t$$

$$\Delta v_t = \lambda_1 \Delta v_{t-1} + \lambda_2 (\Delta v_{t-1})^2 + \lambda_3 (\Delta v_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (4.88)$$

Doğrusallık boş hipotezi ve doğrusal olmama alternatif hipotezi şu şekilde kurulmaktadır:

$$H_{0,1}: \lambda_2 = \lambda_3 = 0 \quad (4.89)$$

$$H_{1,1}: \lambda_2 \neq 0 \text{ ve/veya } \lambda_3 \neq 0 \quad (4.90)$$

$H_{1,1}$ ,  $y_t$ 'nin  $I(1)$  olduğu varsayımı altındaki hipotezi ifade etmektedir. Denklem (4.88)'da verilen veri yaratma süreci, regresyon denklemi olarak yeniden düzenlenerek Denklem (4.91)'deki gibi yazılmaktadır:

$$\Delta y_t = \lambda_1 \Delta y_{t-1} + \lambda_2 (\Delta y_{t-1})^2 + \lambda_3 (\Delta y_{t-1})^3 + \varepsilon_t \quad (4.91)$$

Burada  $\Delta y_t = \Delta v_t$  durumu sağlanmaktadır ve Denklem (4.91) ile (4.88) temelde özdeştir. Böylece boş ve alternatif hipotezler  $H_{0,1}$  ve  $H_{1,1}$ , Denklem (4.89) ve (4.90)'da verildiği gibidir. Karşılık gelen Wald istatistiği:

$$W_1 = T \left( \frac{RSS_1^r}{RSS_1^u} - 1 \right) \quad (4.92)$$

Burada  $RSS_1^r$  ve  $RSS_1^u$  sırasıyla Denklem (4.91)'in kısıtlı ve kısıtsız EKK regresyonundan elde edilen kalıntı kareler toplamını göstermektedir. Boş hipotez altında  $W_1$  asimptotik olarak  $\chi^2(2)$  dağılımına uymaktadır.

Uygulamada,  $W_0$  ve  $W_1$  gibi testler kullanılırken, daha genel otoregresif yapıların var olduğu ihtimalini göz önünde bulundurmak gerekmektedir. Kapetanios vd.(2003) ve Harvey ve Leybourne (2007) yaklaşımları dikkate alınarak, ilgili denklemlere uygun gecikmeli değerler eklenmektedir.  $p$  gecikme uzunluğunu ifade edecek şekilde,  $p_{max} = [8 \left( \frac{T}{100} \right)]^{1/4}$  ile hesaplanmakta olup en yakın tam sayı değeri seçilmelidir.

Harvey vd. (2008) çalışmalarında, ilgilenilen zaman serisinin  $I(0)$  mı yoksa  $I(1)$  mi olduğu bilinmediğinde; seri  $I(0)$  ise asimptotik olarak  $W_0$  ve seri birim kök içerdiğinde de asimptotik olarak  $W_1$  istatistiğinin seçildiği bir yaklaşım geliştirmişlerdir. Bu duruma Denklem (4.93)'de verilen ağırlıklı ortalama istatistiği ile ulaşılabilmektedir:

$$W_\lambda = \{1 - \lambda\}W_0 + \lambda W_1 \quad (4.93)$$

Denklem (4.93)'te yer alan  $\lambda$ , seri  $I(0)$  olduğunda olasılıkta 0, seri  $I(1)$  olduğunda da olasılıkta 1 değerine yakınsayan bir fonksiyonu temsil etmektedir.  $\lambda$ 'nın fonksiyonel formu şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\lambda(U, S) = \exp - g \left( \left( \frac{U}{S} \right)^2 \right) \quad (4.94)$$

Burada,  $g$  sonlu pozitif bir sabiti,  $U$  ve  $S$  sırasıyla uygun olarak seçilmiş birim kök ve durağanlık istatistiklerini gösterir. Seri durağan olduğunda  $(U/S)^2$  terimi ıraksayarak  $\lambda$ 'nın 0'a yakınsaması ve seri birim kök içerdiğinde de  $(U/S)^2$  teriminin 0'a yakınsamasıyla  $\lambda$ 'nın 1'e yakınsaması sonucuna varılmaktadır.

$U$  ve  $S$  için sırasıyla standart Dickey – Fuller birim kök istatistiği ve parametrik olmayan durağanlık istatistiği kullanılmaktadır. ADF istatistiği  $U$  Denklem (4.95) regresyonunda  $\pi_1 = 0$ 'nin test edilmesiyle yapılmaktadır:

$$\Delta y_t = \pi_0 + \pi_1 y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \gamma_j \Delta y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (4.95)$$

$S$  istatistiği Denklem (4.96)'da verildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$S = \frac{T^{-1/2} \sum_{t=k+1}^t \tilde{y}_t \tilde{y}_{t-k}}{\hat{\omega} \{ \tilde{y}_t \tilde{y}_{t-k} \}} \quad (4.96)$$

Burada  $\tilde{y}_t$ ,  $y_t$ 'nin ortalamadan sapmasını;  $\hat{\omega}^2\{a_{t,k}\}$  de  $a_{1,k}, \dots, a_{T,k}$  değişkenlerinin Bartlett – Kernel'e dayanan uzun dönem varyans tahmin edicisini temsil etmektedir ve şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\hat{\omega}\{\tilde{y}_t\tilde{y}_{t-k}\}^2 = \hat{\gamma}_0\{a_{t,k}\} + 2 \sum_{j=1}^l \left(1 - \frac{j}{l}\right) \hat{\gamma}_j\{a_{t,k}\} \quad (4.97)$$

Burada  $\hat{\gamma}_j\{a_{t,k}\} = T^{-1} \sum_{t=j+k+1}^T a_{t,k} a_{t-j,k}$  ve  $a_{t,k} = \tilde{y}_t \tilde{y}_{t-k}$  şeklinde tanımlanmaktadır. S istatistiği hesaplanması sürecinde,  $k = (2T)^{1/2}$  ve  $l = 12(T/100)^{1/4}$  terimlerinde,  $k$  ve  $l$  en yakın tam sayı değerleri olacak şekilde seçilmektedir.

Serinin I(0) ya da I(1) doğrusal olduğu boş hipotezi altında,  $W_\lambda$  istatistiği etkin testi seçmektedir ve asimptotik olarak  $\chi^2(2)$  dağılımına uymaktadır.

#### 4.5. Doğrusal Olmayan Modeller

Bu bölümde, iktisadi ve finansal zaman serileri analizlerinde sıkça kullanılan bazı doğrusal olmayan modeller incelenecektir.

##### 4.5.1. Çift Doğrusal Model

Zaman serilerinin doğrusal olmayan davranışları için modellerin ilk kez araştırılması, Granger ve Andersen (1978) çalışmasında zaman serilerinin istatistiksel analizi için geliştirilen çift doğrusal modeldir ve sonrasında Subba Rao (1981) gibi çalışmalar tarafından daha fazla araştırılmıştır (Douc, Moulines, & Stoffer, 2014, s.72).

Çift doğrusal modellerin arkasındaki basit mantık, doğrusal olmama yaklaşımında ikinci sıra terimlerin kullanılmasıdır. Genel bir çift doğrusal model formu Denklem (4.98)'de verildiği gibidir:

$$x_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i x_{t-i} - \sum_{j=1}^q \theta_j a_{t-j} + \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^s \beta_{ij} x_{t-i} a_{t-j} + a_t \quad (4.98)$$

Burada  $p$ ,  $q$ ,  $m$  ve  $s$  negatif olmayan tamsayıları ifade etmektedir. Denklem (4.98)'de verilen çift doğrusal modelin özel bir hali olan koşullu değişen varyans durumu aşağıdaki denklemde ifade edilmektedir:

$$x_t = \mu + \sum_{i=1}^s \beta_i a_{t-i} a_t + a_t \quad (4.99)$$

Burada  $a_t$  beyaz gürültü sürecini göstermektedir.  $x_t$ 'nin ilk iki koşullu momenti Denklem (4.100)'de ifade edildiği gibidir:

$$E(x_t|F_{t-1}) = \mu \quad \text{Var}(x_t|F_{t-1}) = (1 + \sum_{i=1}^s \beta_i a_{t-i})^2 \sigma_a^2 \quad (4.100)$$

#### 4.5.2. Eşik Değerli Otoregresif Modelleri (TAR)

İlk olarak Tong (1978) tarafından ortaya konulan TAR modeli, dışsal bir eşik değişkeninin değerine göre modelde değişen parametrelere izin veren, otoregresif bir modelin uzantısı olarak düşünülebilir. Basit bir TAR modeli aşağıdaki şekilde gösterilmektedir:

$$y_t = \begin{cases} a_1 y_{t-1} + \varepsilon_{1t}, & q_t > c \\ a_2 y_{t-1} + \varepsilon_{2t}, & q_t \leq c \end{cases} \quad (4.101)$$

Burada  $c$  eşik değerini ifade etmektedir. Rejimin  $c$ 'ye göre  $q_t$ 'nin değeri tarafından belirlendiği varsayılmaktadır. Eğer rejim değişkeni  $q_t$  zaman serisinin kendi gecikmeli değerini alıyorsa, yani  $q_t = y_{t-d}$ ;  $d > 0$ , bu duruma *Kendinden Uyarımlı Eşik Değerli Model (SETAR – Self-Exciting Threshold Autoregressive)* denmektedir. SETAR modelinde rejim, zaman serisinin kendi gecikmesi tarafından belirlenmektedir.

Denklem (4.101)'de yer alan ve eşik değer değişkeni olarak adlandırılan  $q_t = y_{t-d}$ 'nin iki tarafında farklı otoregresif süreçler yer almaktadır. Seri her rejimde doğrusal olsa da, rejimde değişim olasılığı bu doğrusallığı ortadan kaldırmakta ve tüm seri için doğrusal olmama durumunu doğurmaktadır.

TAR modelinin başka bir yaygın biçimi, iki hata terimi varyansının birbirine eşit olduğu [ $\text{var}(\varepsilon_{1t}) = \text{var}(\varepsilon_{2t})$ ] varsayımdır. Bu durumda Denklem (4.101) aşağıdaki biçimde ifade edilebilmektedir:

$$y_t = a_1 I_t y_{t-1} + a_2 (1 - I_t) y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.102)$$

Burada,  $y_{t-1} > 0$  ise  $I_t = 1$ ;  $y_{t-1} \leq 0$  ise  $I_t = 0$  değerlerini almaktadır. Denklem (4.102)'de  $I_t$  eğer  $y_{t-1}$  eşik değerinin üzerinde yer alıyorsa 1; eğer  $y_{t-1}$  eşik değerinin altında yer alıyorsa 0 değerini alan bir gösterge fonksiyon ya da kukla değişkeni ifade etmektedir (Enders, 2015, s.421).

#### 4.5.3. Yumuşak Geçişli Eşik Değerli Otoregresif Modeller (STAR)

TAR modellerinde, eşik değişken belirli bir eşiği geçtiğinde bir rejim değişimi olmaktadır. Model, genellikle ekonomik ve finansal zaman serilerinde gözlemlenen birçok doğrusal olmayan özelliği yakalayabilse de, ani bazı rejim değişimlerine karşı sadece sezgisel kalmaktadır. Bunun yerine, bazı durumlarda rejim değişimlerinin yumuşak bir şekilde kademeli olarak gerçekleştiği varsayılmaktadır. Bu tarz rejim değişimleri TAR modelinin daha genişletilmiş bir hali olan STAR modelleri ile modellenebilmektedir.

İlk olarak Chan ve Tong (1986) ve Terasvirta (1994) çalışmalarında kullanılan yumuşak geçişli eşik değerli bir model şu şekilde yazılmaktadır:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \beta_1 y_{t-1} f(y_{t-1}) + \varepsilon_t \quad (4.103)$$

Denklem (4.103)'te  $a_1$  ve  $\beta_1$  otoregresif katsayıları;  $f(.)$  fonksiyonu da bir yumuşak geçiş fonksiyonunu göstermektedir.  $a_1 + \beta_1$ ,  $f(.)$  fonksiyonuna göre değişen  $y_{t-1}$  değerleriyle birlikte değişmektedir. Denklem (4.103) daha geniş biçimde aşağıdaki şekilde yazılabilir:

$$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \dots + a_p y_{t-p} + \theta [\beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \dots + \beta_p y_{t-p}] + \varepsilon_t \quad (4.104)$$

Sürecin doğrusal olmaması durumunda model STAR modelidir. Teräsvirta (1994) tarafından belirtilen yumuşak geçişli otoregresif modellerinde iki farklı geçiş fonksiyonu vardır. Bunlar, lojistik STAR (LSTAR) ve üstel STAR (ESTAR) modelleridir. LSTAR modeli Denklem (4.105)'teki gibi ifade edilmektedir:

$$\theta = [1 + \exp(-\gamma(y_{t-1} - c))]^{-1} \quad \gamma > 0 \quad (4.105)$$

Burada  $\gamma$ , yumuşaklık parametresi olarak adlandırılmaktadır. Modelin üstel formu olan ESTAR modeli şu şekilde gösterilmektedir:

$$\theta = 1 - \exp[-\gamma(y_{t-1} - c)^2] \quad \gamma > 0 \quad (4.106)$$

Denklem (4.103)'te verilen lojistik fonksiyonun ve Denklem (4.106) ile verilen üstel fonksiyonun, Denklem (4.104)'de yerine koyularak yeniden düzenlenmesi ile sırasıyla LSTAR ve ESTAR modelleri elde edilmektedir.

#### 4.6. Doğrusal Olmayan Eşbütünleşme Yaklaşımları

##### 4.6.1. Balke – Fomby Eşbütünleşme Testi

Eşbütünleşme ve hata düzeltme modellerinin çoğunda değişkenlerin uzun süreli bir dengeye doğru hareket etme eğiliminin, zamanın her periyodunda mevcut olduğu varsayımı yapılmaktadır. Ancak uzun dönemli dengeye doğru hareketin, zamanın her periyodunda mevcut olması zorunluluğu bulunmamaktadır (Balke & Fomby, 1994, s.627).

Balke ve Fomby (1997), uzun dönem dengesine süresiz bir uyumun olduğu bir modeli dikkate almışlardır. Burada, denge hatası belirli bir aralığın dışında bir geri dönüşü olan ve aralığın içinde birim köke sahip olan bir eşik otoregresif modeli ele alınmaktadır. Balke ve Fomby (1997), eşik eşbütünleşmeyi incelemek amacıyla iki aşamalı bir yaklaşım önermektedir. İlk aşamada seriler arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Engle ve Granger (1987) yaklaşımı ile incelenmektedir. İkinci aşamada, serilerin eşik değer davranışı gösterip göstermedikleri belirlenmektedir. Engle ve Granger (1987)'dekine benzer bir basit iki değişkenli sistem  $(y_t, x_t)$  şu şekilde gösterilmektedir:

$$y_t + ax_t = z_t, \quad \text{burada } z_t = \rho^{(i)}z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4.107)$$

$$y_t + Bx_t = B_t, \quad \text{burada } B_t = B_{t-1} + \eta_t \quad (4.108)$$

Basitleştirmek amacıyla,  $\varepsilon_t$  ve  $\eta_t$  sıfır ortalamaya sahip, bağımsız ve özdeş dağılmış rassal değişkenleri ifade etmektedir(IID). Denklem (4.107),  $y_t$  ve  $x_t$  arasındaki denge ilişkisini temsil etmektedir. Burada  $z_t$ , dengeden sapmadır ve eşbütünleşme

vektörü  $(1, a)$ 'dır. Denklem (4.108)'de yer alan  $B_t$ ,  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin ortak stokastik trendini göstermektedir.

Engle ve Granger (1987) 'de olduğu gibi, sabit parametrelere sahip doğrusal otoregresif yapıdan ziyade, dengeden sapmaları ifade eden  $z_t$ 'nin, bir eşik otoregresif yapı sergilediği varsayılmaktadır.

$$\rho^{(i)} = 1, \quad \text{eğer } |z_{t-1}| \leq \theta \text{ ise} \quad (4.109)$$

$$= \rho, \quad |\rho| < 1 \text{ olmak üzere} \quad \text{eğer } |z_{t-1}| > \theta \text{ ise} \quad (4.110)$$

Burada,  $\theta$  kritik eşik değeri temsil etmektedir.  $|z_{t-1}| \leq \theta$  olduğu sürece,  $z_t$  bir birim köke sahipmiş gibi davranmaktadır ve bunun sonucunda sistemin denge ilişkisine doğru geri sürüklenme eğilimi olmamaktadır.  $|z_{t-1}| > \theta$  olduğunda,  $z_t$  sabit bir ortalamaya geri dönme eğilimi gösteren, durağan bir otoregresif yapı sergilemektedir. Böylece, eğer denge hatası eşik değerden küçük ise  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin bir dengeye dönüş eğilimi yoktur, yani eşbütünleşik değildir. Eğer denge hatası eşikten daha büyükse,  $y_t$  ve  $x_t$  bir miktar dengeye doğru yönelme eğilimindedir. Bu durumda,  $y_t$  ve  $x_t$  eşbütünleşiklerdir.  $z_t$  “yerel olarak” birim köke sahip olabilirken ( $|z_{t-1}| \leq \theta$  olduğunda), “küresel olarak” bu seri durağandır (Balke ve Fomby, 1997, s.629).

Eşik eşbütünleşmenin alternatif bir gösterimi de, Denklem (4.107) ve (4.108) ile verilen sistemin HDM biçiminde yeniden yazılmasıyla şu şekilde gösterilebilmektedir:

$$\Delta y_t = \gamma_1^{(i)} z_{t-1} + v_{1t} \quad (4.111)$$

$$\Delta x_t = \gamma_2^{(i)} z_{t-1} + v_{2t} \quad (4.112)$$

Denklem (4.111) ve (4.112) ile verilen sistemde,  $\gamma_1^{(i)} = -(1 - \rho^{(i)})\beta/(\beta - a)$ ,  $\gamma_2^{(i)} = -(1 - \rho^{(i)})/(\beta - a)$ ,  $v_{1t} = [\beta/(\beta - a)]\varepsilon_t - [a/(\beta - a)]\eta_t$ ,  $v_{2t} = [1/(\beta - a)](\eta_t - \varepsilon_t)$  ve  $z_{t-1} = y_{t-1} + ax_{t-1}$ . Hata düzeltme terimi  $z_{t-1}$ , dengeden sapmaları;  $\gamma_1^{(i)}$  ve  $\gamma_2^{(i)}$  de,  $y_t$  ve  $x_t$ 'nin sapmalara nasıl tepki verdiğini ölçen parametreleri göstermektedir. Dengedeki sapmalar eşik değerini aşmadığı sürece hata düzeltme parametreleri  $\gamma_1^{(i)}$  ve  $\gamma_2^{(i)}$  sıfıra eşit olmaktadır. Böylece  $y_t$  ve  $x_t$  dengedeki sapmalara tepki vermemektedir. Ancak sapmalar eşik değerini aşmaktaysa,  $\gamma_1^{(i)}$  ve  $\gamma_2^{(i)}$  sıfıra eşit değildir ve  $y_t$  ve  $x_t$  dengedeki sapmalara tepki vermektedir.

Balke ve Fomby (1997)'de eşbütünleşme zaman serilerinin küresel, eşik değer rejimlerinin ise yerel bir özelliği olarak ifade edilmektedir. Boş hipoteze karşılık, 3 alternatif hipotez yer almaktadır:

$$H_0 : \text{Doğrusal, eşbütünleşik değil} \quad (4.113)$$

$$H_{1,1} : \text{Doğrusal değil, eşbütünleşik değil} \quad (4.114)$$

$$H_{1,2} : \text{Doğrusal, eşbütünleşik} \quad (4.115)$$

$$H_{1,3} : \text{Doğrusal değil, eşbütünleşik} \quad (4.116)$$

Burada, ilgilenilen durum, 3. durum olan eşik değerli eşbütünleşmedir. Buradaki önemli nokta eşik değer etkisinin test edilmesi durumudur. Tsay'in geliştirdiği yaklaşımla eşik değerli otoregresif modellerin test süreci ve modellenmesine olanak sağlamıştır.

#### 4.6.2. Enders – Siklos Eşbütünleşme Testi

Enders ve Siklos (2001), doğrusal bir düzenleme mekanizması olduğu varsayımını dolaylı olarak kabul eden Engle-Granger (1987) ve Johansen (1988) testlerinin aksine, eşbütünleşme ve asimetric hata düzeltme modeli için bir test geliştirmiştir.

Eşbütünleşik değişkenlerin standart modelleri genellikle doğrusallığı ve simetrik düzeltmeyi varsaymaktadır. Bir çok eşbütünleşme testinde baz alınan basit doğrusal ilişki şu şekilde ifade edilebilmektedir:

$$\Delta x_t = \pi x_{t-1} + v_t \quad (4.117)$$

Burada  $x_t$  ( $n \times 1$ ) boyutlu her biri  $I(1)$  olan rassal değişkenler vektörünü,  $\pi$  ( $n \times n$ ) boyutlu bir matrisi ve  $v_t$  ( $n \times 1$ ) boyutlu normal dağılıma sahip hatalar vektörünü ifade etmektedir. Johansen (1996) ve Stock ve Watson (1988) yaklaşımları,  $\pi$ 'nin tahmininin gerçekleştirilmesini ve rankının belirlenmesini öne sürmüşlerdir (Enders ve Siklos, 2001, s.166).

Engle ve Granger (1987) yaklaşımı, simetrik düzeltmeyi varsaymaktadır. En basit haliyle, bu iki aşamalı yaklaşımda tahmin edilen uzun dönemli ilişki, Denklem (4.118)'de verildiği gibidir:

$$x_{1t} = \beta_0 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \cdots + \beta_n x_{nt} + \mu_t \quad (4.118)$$

Burada,  $x_{it}$ ,  $x_t$ 'nin her biri I(1) olan bileşenlerini,  $\beta_i$  tahmin edilen parametreleri ve  $\mu_t$  de kendi içerisinde korelasyonlu olabilecek hata terimini temsil etmektedir.

İkinci aşamada, Denklem (4.119) ile verilen modelde,  $\rho$ 'nun EKK tahmini elde edilmektedir:

$$\Delta\mu_t = \rho\mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.119)$$

Denklem (4.119)'da  $\epsilon_t$  beyaz gürültü sürecinden gelmektedir. Eşbütünleşme ilişkisi olmadığını belirten boş hipotezin reddedilmesi, Denklem (4.118)'deki kalıntıların 0 ortalama ile durağan olduğuna işaret etmektedir. Granger Temsil Teoremi,  $\rho$ 'nun sifıra eşit olmaması durumunda Denklem (4.118) ve (4.119) ile verilen modellerin bir hata düzeltme modelinin varlığını ifade etmektedir:

$$\Delta x_{it} = a_i(x_{1t-1} - \beta_0 - \beta_2 x_{2t-1} - \cdots - \beta_{ni} x_{nt-1}) + \cdots + v_{it} \quad (4.120)$$

Asimetrik düzeltmenin varlığında, bu eşbütünleşme testleri hatalı belirlenmiş olmaktadır. Denklem (4.120)'de verilen hata düzeltme modeli için alternatif bir belirleme, eşik değerli otoregresif model ile Denklem (4.121)'de verilmektedir:

$$\Delta\mu_t = I_t \rho_1 \mu_{t-1} + (1 - I_t) \rho_2 \mu_{t-1} + \epsilon_t \quad (4.121)$$

Burada  $I_t$  gösterge fonksiyonudur ve aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$I_t = \begin{cases} 1, & \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4.122)$$

$\tau$  eşik değerini göstermektedir ve genellikle bilinmemektedir, bu nedenle  $\rho_1$  ve  $\rho_2$  ile beraber tahmin edilmelidir. Ancak iktisadi çalışmaların çoğunda, eşik değeri

$\tau = 0$  alınmaktadır. Denklem (4.118), bir eşbütünleşme vektörünün varlığı durumunda, herhangi bir  $x_{it}$  için HDM formunda yazılabilmektedir:

$$\Delta x_{it} = \rho_{1,i} I_t \mu_{t-1} + \rho_{2,i} (1 - I_t) \mu_{t-1} + \dots + v_{it} \quad (4.123)$$

Denklem (4.123)'te verilen hata düzeltme modelinde,  $\rho_{1,i}$  ve  $\rho_{2,i}$   $\Delta x_{it}$  için düzeltme hızının katsayılarını ifade etmektedir. Düzeltme hızı her bir  $\Delta x_{it}$  için ayrıdır ve  $\rho_{1,1} = \rho_{1,2}$  ya da  $\rho_{2,1} = \rho_{2,2}$  koşulu sağlanmak zorunda değildir.

Denklem (4.122) ile verilen sistemde gösterge fonksiyonu  $\mu_{t-1}$ 'e bağlıdır. Enders ve Granger (1998) ve Caner ve Hansen (1998),  $\mu_t$ 'nin önceki dönemine ait değişmeye bağlı olan alternatif bir eşik değer yaklaşımını önermişlerdir. Enders ve Granger (1998) çalışmasında önerilen Momentum Eşik Değerli Otoregresif (MTAR – Momentum Threshold Autoregressive) modeline göre belirtilen gösterge fonksiyonu:

$$M_t = \begin{cases} 1, & \Delta \mu_{t-1} \geq \tau \\ 0, & \Delta \mu_{t-1} < \tau \end{cases} \quad (4.124)$$

Enders ve Siklos (2001), eşik değerli (TAR veya MTAR) eşbütünleşmeyi ifade eden alternatif hipoteze karşı, eşbütünleşme ilişkisinin olmadığını öne süren boş hipotezi test etmek amacıyla kullanılmak üzere Monte Carlo deneyleri geliştirmişlerdir. Testlerin ilkinde eşik değer sıfır kabul edilmekteyken, ikincisinde eşik değer bilinmemektedir.

**Durum 1: Eşik değer sıfıra eşittir. ( $\tau = 0$ ):** Enders ve Siklos (2001)'de yapılan 50000 tekrarlı Monte Carlo deneyleri sonucu elde edilen her bir seri, Denklem (4.118), (4.121) ve (4.122) ile verilen TAR modellerinde eşik değeri sıfır ( $\tau = 0$ ) olacak şekilde tahmin edilmiştir. Tahmin edilen her denklem için,  $p_1 = p_2 = 0$  ortak hipotezi için  $F$  istatistiği ve  $p_1 = 0$  ile  $p_2 = 0$  testlerinden elde edilen  $t$  istatistikleri kaydedilmiştir. Elde edilen en yüksek  $t$  istatistiği  $t_{max}$ ; en düşüğü  $t_{min}$  ve  $F$  istatistiği de  $\Phi$  olarak adlandırılmıştır. Test sürecinde kullanılacak kritik değerler, birim kök sürecine işaret eden boş hipoteze karşılık eşik değerli bir otoregresif modelin varlığını ifade eden alternatif hipotezi test etmek amacıyla kullanılmaktadır.

**Durum 2: Eşik değer bilinmemektir:** Uygulamada, çoğunlukla eşik değer  $\tau$  bilinmemektedir ve böyle durumlarda eşik değer  $\rho_1$  ve  $\rho_2$  ile birlikte tahmin

edilmelidir. Chan (1993), potansiyel eşik değerlerini bulmak için en uygun modelden hata kareleri toplamının minimize edilmesinin, eşik değer ile tutarlı olabileceğini göstermiştir. Chan'ın metodolojisinde, tahmin edilen kalıntı serileri küçükten büyüğe sıralanmakta ve en geniş ile en düşük %15'lik kısımlar atılmaktadır. Kalan %70'lik kısmın olası bir eşik değerini içerdiği düşünülmektedir. Her bir olası eşik değeri için, Denklemler (4.121) ve (4.122) ile verilen formda modeller tahmin edilmektedir. Bu modellerden elde edilen en düşük hata kareleri toplamının, eşik değer olarak kabul edilmektedir. Bulunan eşik değer kullanılarak,  $t_{max}$  ve  $\Phi$  istatistikleri gibi hesaplanan istatistikler  $t_{max}^*$  ve  $\Phi^*$  şeklinde tanımlanmaktadır. Uygun eşik değer hesaplandıktan sonra, eşbütünleşmenin varlığı test edilmektedir. Eşbütünleşme ilişkisinin bulunması durumunda, asimetrik düzeltmenin varlığı,  $\rho_1 = \rho_2$  eşitliğinin test edilmesi ile araştırılmaktadır.

#### 4.6.3. Doğrusal Olmayan ARDL Yaklaşımı

Asimetrik uzun dönem regresyon modeli en temel haliyle şu şekilde gösterilebilmektedir:

$$y_t = \beta^+ x_t^+ + \beta^- x_t^- + u_t \quad (4.125)$$

Denklem (4.125) ile verilen modelde  $y_t$  ve  $x_t$   $I(1)$  değişkenlerdir.

$x_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta x_j, 0)$  ve  $x_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta x_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta x_j, 0)$  şeklinde tanımlanmaktadır ve sırasıyla  $x_t$ 'deki pozitif ve negatif değişimlerin kısmi toplam süreçleri olacak şekilde  $x_t$  şu biçimde ayrıştırılabilmektedir:

$$x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^- \quad (4.126)$$

Kısmi toplam ayrışmasına dayanan asimetrik eşbütünleşme modeli yaklaşımı, doğrusal olmayan bir eşbütünleşme yaklaşımı kavramını ortaya koymaktadır. Schorderet (2003), bu konsepti genelleştirmiş ve kısmi toplam bileşenlerinin aşağıdaki gibi bir durağan doğrusal kombinasyonunu tanımlamıştır:

$$z_t = \beta_0^+ y_t^+ + \beta_0^- y_t^- + \beta_1^+ x_t^+ + \beta_1^- x_t^- \quad (4.127)$$

Eğer  $z_t$  durağan ise,  $y_t$  ve  $x_t$  asimetrik olarak eşbütünleşik denmektedir. Eğer  $\beta_0^+ = \beta_0^-$  ve  $\beta_1^+ = \beta_1^-$  ise model, Denklem (4.127)'nin özel bir durumu olan standart doğrusal (simetrik) eşbütünleşme modeline dönüşmektedir.

Asimetrik eşbütünleşme modelinden yola çıkılarak Doğrusal Olmayan ARDL Modeli (NARDL (p,q)) aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$y_t = \sum_{j=1}^p \phi_j y_{t-j} + \sum_{j=0}^q (\theta_j^+ x_{t-j}^+ + \theta_j^- x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \quad (4.128)$$

Denklem (4.128) ile verilen modelde  $x_t = x_0 + x_t^+ + x_t^-$  olarak tanımlanmakta ve  $(k \times 1)$  boyutundaki bir açıklayıcı değişkenler vektörünü ifade etmektedir.  $\phi_j$  otoregresif parametreyi,  $\theta_j^+$  ve  $\theta_j^-$  asimetrik dağıtılmış gecikme parametrelerini ve  $\varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma_\varepsilon^2)$  belirtmektedir.

Pesaran vd.(2001) çalışmasında olduğu gibi, denklem (4.128)'de verilen NARDL (p,q) modeli, hata düzeltme modeli şeklinde aşağıdaki gibi ifade edilebilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta y_t &= \rho y_{t-1} + \theta^+ x_{t-1}^+ + \theta^- x_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \\ &= \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} (\varphi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \varphi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (4.129)$$

Burada,  $\rho = \sum_{j=1}^p \phi_j - 1$ ;  $j = 1, \dots, p-1$  için  $\gamma_j = -\sum_{i=j+1}^p \phi_i$ ;  $\theta^+ = \sum_{j=0}^q \theta_j^+$ ,  $\theta^- = \sum_{j=0}^q \theta_j^-$ ;  $\varphi_0^+ = \theta_0^+$ ;  $j = 1, \dots, q+1$  olmak üzere  $\varphi_j^+ = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^+$ ;  $\varphi_0^- = \theta_0^-$ ;  $j = 1, \dots, q-1$  için  $\varphi_j^- = -\sum_{i=j+1}^q \theta_i^-$ ;  $\xi_t = y_t - \beta^+ x_t^+ - \beta^- x_t^-$  doğrusal olmayan hata düzeltme katsayısı ve  $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ ,  $\beta^- = -\theta^-/\rho$  asimetrik uzun dönem parametreleridir.

Denklem (4.129) ile verilen hata düzeltme modelinde, açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasında sıfırdan farklı bir korelasyon olması ihtimaline karşı  $\Delta x_t$  için veri yaratma süreci aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\Delta x_t = \sum_{j=1}^{q-1} \Lambda_j \Delta x_{t-j} + v_t \quad (4.130)$$

Burada,  $v_t \sim IID(0, \Sigma_v)$ 'dir ve  $\Sigma_v$  ( $k \times k$ ) boyutlu pozitif tanımlı kovaryans matrisini belirtmektedir. Koşullu olarak  $\varepsilon_t, v_t$  cinsinden şu şekilde yazılabilmektedir:

$$\varepsilon_t = \omega' v_t + e_t = \omega' (\Delta x_t - \sum_{j=1}^{q-1} \Lambda_j \Delta x_{t-j}) + e_t \quad (4.131)$$

Burada  $e_t$  ile  $v_t$  korelasyonsuzdur. Denklem (4.131)'in, Denklem (4.129)'da yerine koyulması ve yeniden düzenlenmesi ile doğrusal olmayan HDM elde edilmektedir:

$$\Delta y_t = \rho \xi_{t-1} + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} (\pi_j^+ \Delta x_{t-j}^+ + \pi_j^- \Delta x_{t-j}^-) + e_t \quad (4.132)$$

Denklem (4.132)'de verilen hata düzeltme modelinde,  $\pi_0^+ = \theta_0^+ + \omega$ ,  $\pi_0^- = \theta_0^- + \omega$  ve  $j = 1, \dots, q-1$  için  $\pi_j^+ = \varphi_j^+ - \omega' \Lambda_j$ ,  $\pi_j^- = \varphi_j^- - \omega' \Lambda_j$ 'dir. Denklem (4.132), durağan olmayan tüm açıklayıcı değişkenlerin zayıf içselliğini kusursuz bir şekilde düzeltmektedir ve uygun gecikme uzunluğunun seçilmesi ile de model otokorelasyon sorunundan kurtulmaktadır. Denklem (4.132),  $\theta^+, \theta^-, \pi_i^+$  ve  $\pi_i^-$  katsayıları da dahil olmak üzere tüm parametrelerde doğrusal olduğundan dolayı standart EKK tahmin yöntemi ile tahmin edilebilmektedir.

#### 4.6.3.1. Asimetrik Uzun Dönem İlişkisine Sınır Testi Yaklaşımı

Shin vd. (2014), Denklem (4.132) ile verilen NARDL HDM modelini baz alarak seriler arasındaki uzun dönemli ilişkiyi test etmek için iki tane test süreci geliştirmişlerdir. Eğer olursa, Denklem (4.132) değişkenlerin sadece birinci farklarını içerecek şekilde bir regresyon modeline indirgenmektedir ve bu durum  $y_t, x_t^+$  ve  $x_t^-$  değişkenlerinin düzey değerleri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığına işaret etmektedir. Shin vd. (2014)'de, ilk olarak Banerjee vd. (1998)'de önerilen ve Denklem (4.132)'de  $\rho = 0$ 'ın  $\rho < 0$  hipotezine karşı test edilmesinde kullanılan  $t$  istatistiği süreci ( $t_{BDM}$ ) izlenmiştir. Sonrasında, Pesaran vd. (2001) çalışmasında önerilen, Denklem (4.132)'de  $\rho = \theta^+ = \theta^- = 0$  kısıdının  $F$  testi ( $F_{PSS}$ ) ile sınanması süreci izlenmiştir.

Pesaran vd. (2001)'de önerilen sınır testi yaklaşımı yardımıyla,  $F_{PSS}$  testi için Denklem (4.132)'nin beş farklı durumu ele alınmıştır:

- i. Sabitsiz ve doğrusal trendsiz model
- ii. Sadece kısıtlı sabitli model
- iii. Sadece kısıtsız sabitli model
- iv. Kısıtsız sabitli ve kısıtlı doğrusal trendli model
- v. Kısıtsız sabitli ve kısıtsız doğrusal trendli model

Benzer şekilde,  $t_{BDM}$  testi için sadece (i), (iii) ve (v) durumları dikkate alınmıştır. Açıklayıcı değişken sayısını ifade eden  $k$  farklılık göstereceğinden, farklı  $k$  değerleri için kritik değerler tablolastırılmıştır.

#### 4.6.3.2. Asimetrik Dinamik Çarpanların Hesaplanması

Asimetrik dinamik çarpanlar, sırasıyla  $x_t^+$  ve  $x_t^-$  ile ifade edilen kısmi toplamaların  $y_t$  üzerinde yarattığı birim değişime bağlı olarak türetilmektedir. Denklem (4.133) ile verilen modelde, Denklem (4.132)'deki ARDL modeli değişkenlerin sadece düzey değerleri ile ifade edilmektedir:

$$\phi(L)y_t = \theta^+(L)x_t^+ + \theta^-(L)x_t^- + e_t \quad (4.133)$$

Burada,  $\phi(L) = 1 - \sum_{i=1}^{p-1} \phi_i L^i$ ,  $\theta^+(L) = \sum_{i=0}^q \theta_i^+ L^i$  ve  $\theta^-(L) = \sum_{i=0}^q \theta_i^- L^i$  dir. Denklem (4.133)'ün  $\phi(L)$ 'nin tersiyle çarpılması sonucu aşağıdaki regresyon modeli elde edilmektedir:

$$y_t = \lambda^+(L)x_t^+ + \lambda^-(L)x_t^- + [\phi(L)]^{-1}e_t \quad (4.134)$$

Denklem (4.134) ile verilen regresyon modelinde,  $\lambda^+(L) = (\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j^+) = \phi(L)^{-1}\theta^+(L)$  ve  $\lambda^-(L) = (\sum_{j=0}^{\infty} \lambda_j^-) = \phi(L)^{-1}\theta^-(L)$ 'dir.  $x_t^+$  ve  $x_t^-$ 'nin  $y_t$  üzerindeki kümülatif dinamik çarpanlar etkisi ise aşağıda verildiği gibi hesaplanmaktadır:

$$m_h^+ = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^+} = \sum_{j=0}^h \lambda_j^+ \quad h = 0,1,2 \dots \quad (4.135)$$

$$m_h^- = \sum_{j=0}^h \frac{\partial y_{t+j}}{\partial x_t^-} = \sum_{j=0}^h \lambda_j^- \quad h = 0,1,2 \dots \quad (4.136)$$

Asimetrik dinamik arpanlar ile ilgili dikkat edilmesi gereken nemli bir nokta,  $\beta^+ = -\theta^+/\rho$ ,  $\beta^- = -\theta^-/\rho$  asimetrik uzun dnem katsayılarını ifade etmek zere,  $h \rightarrow \infty$  giderken  $m_h^+ \rightarrow \beta^+$ 'e ve  $m_h^- \rightarrow \beta^-$ 'e (Denklem 4.125'te yer alan katsayılar) yakınsayacaktır.



## BÖLÜM V

### TAYLOR KURALI ÇERÇEVESİNDE TÜRKİYE İÇİN ASİMETRİK

#### ETKİLERİN NARDL YÖNTEMİ İLE SINANMASI

##### 5.1. Literatür İncelemesi

Literatürde, Taylor Kuralının, para politikasının ve asimetrik etkiler konusunun ele alındığı birçok önemli çalışma bulunmaktadır. Bu bölümde hem Taylor Kuralı, hem para politikası hem de asimetri konusunun incelendiği bazı çalışmalara değinilmektedir.

Taylor Kuralı ile ilgili Türkiye’den en dikkat çekici çalışmalardan Kesriyeli ve Yalçın (1998) Taylor Kuralı’nı Türkiye için 1987 - 1998 dönemi verileriyle test etmiştir. Metodolojide hedeflenen enflasyon yerine dönemin ortalama enflasyonu kullanılmış; potansiyel GSMH için Hodrick-Prescott yöntemi kullanılmıştır. Tahmin iki aşamalı EKK yöntemi ile gerçekleştirilmiş, elde edilen sonuçlara göre o dönemde yüksek ve kronik enflasyona sahip olan Türkiye’de kısa dönemli faiz oranının tek başına politika aracı olarak yeterli etkiyi sağlayamayacağı sonucuna varılmıştır. Aynı zamanda Taylor Kuralı’nın istikrarlı büyümeye sahip olan düşük enflasyonlu ekonomiler için daha geçerli olabileceği görüşünü dile getirmişlerdir.

Çağlayan (2005), Türkiye için Taylor Kuralı’nın geçerliliğini Multinomial Logit modeli kullanarak Mart 1990 – Aralık 2004 dönemi için sınamıştır. Bağımlı değişken, faiz oranının bir önceki dönemde gerçekleşen değerinden farkı negatif ise 0, fark 0 ise 1 ve pozitif ise 2 değerini almıştır. Hedeflenen enflasyon için ortalama enflasyon kullanılmış ve üretim için Hodrick – Prescott yöntemi ile GSMH trendi hesaplanmıştır. Üretim değişkeninin faiz oranı değişimlerinde anlamlı bir etkisi bulunamadığından üretimin bir önceki dönem değerleri kullanılarak tahmin gerçekleştirilmiştir. Yapılan analiz sonucunda, üretim ve enflasyon sapmasının faiz oranları düşürülmesinde etkili olduğu fakat artırılmasında etkili olmadığı sonucuna varılmıştır.

Lopcu (2014) çalışmasında Taylor Kuralı çerçevesinde para politikasının, 1990’lardan itibaren değişip değişmediğini yapısal kırıklıkları dikkate alarak incelemiştir. Belirlenen zaman dilimi içerisinde, yapısal kırıklıklı eşbütünleşme testleri sonucu para politikasında elle tutulur bir değişiklik olmadığı sonucuna varılmıştır.

Lebe ve Bayat (2011), Taylor Kuralının geçerliliğini üç farklı faiz oranını bağımlı değişken seçerek test etmiştir. Çalışmada bankalararası faiz oranı, mevduat faiz oranı ve reeskont faiz oranı için 1986:5-2010:9 dönemini kapsayacak şekilde aylık veriler kullanılarak üç farklı model için VAR yöntemi ile analiz gerçekleştirilmiştir. Merkez Bankasının reeskont oranının kısa vadeli faiz oranı olarak politika aracı şeklinde kullanıldığında Taylor Kuralının Türkiye için geçerli olduğu sonucuna varılmıştır.

Ongan (2004), 1988:01 – 2003:03 dönemi aylık verilerini kullanarak Türkiye’de mevduat faiz oranlarının nasıl bir kurala bağlı olarak hareket ettiğini test etmiştir. Çalışmada EKK yöntemi kullanılmış ve farklı bazı gelişmekte olan ülkeler ile de sonuçlar kıyaslanmıştır. Enflasyon açığı ile nominal faiz oranları arasında pozitif ve anlamlı bir sonuç bulunmuş, fakat üretim açığı ile faiz oranı arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmamıştır.

Aklan ve Nargeleçkerler (2008) çalışmasında, 2002:01 – 2006:12 dönemini kapsayan aylık verilerle Taylor Kuralı çerçevesinde TCMB’nin geriye dönük reaksiyon fonksiyonu belirlenmiştir. Modele enflasyon ve üretim açığının yanı sıra döviz kuru da dahil edilmiş, faiz belirleme sürecinde TCMB’nin bu değişkenlere tepki verdiği belirtilmiştir. Türkiye’de kısa vadeli faiz oranlarının fiyat istikrarı hedefi çerçevesinde kurala uygun değiştiği sonucuna ulaşılmıştır.

Woodford (2015), Taylor kuralını eleştirel bir bakış açısıyla ele almıştır. Taylor’un analizindeki çıktı boşluğu hesaplamalarının, teorideki doğru hesaplamalardan biraz daha farklılık gösterdiğini savunmuştur. Aynı şekilde faiz oranı tepkisinin de genel formülasyona nazaran farklı olabileceğine değinmiştir.

Clarida vd. (1998), para politikasının pratikteki işleyişini Almanya, İtalya, Fransa, ABD, Japonya ve Birleşik Krallık için incelemiştir. Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi kullanılan çalışmada enflasyon beklentileri ileriye dönük oluşturulmuş ve merkez bankaların bu politikalarda başarılı oldukları sonucuna varılmıştır.

Kara ve Orak (2008) çalışması, Türkiye’nin 2001 krizi sonrası enflasyon hedeflemesini ele almıştır. Bu çalışmada enflasyon hedeflemesinin genel hatları; Türkiye’nin 2002-2005 yılları arası izlediği örtük enflasyon hedeflemesi dönemi ve bu uygulamanın sonuçları; ayrıca 2006 yılı sonrası resmi enflasyon hedeflemesi rejimine geçiş süreci detaylı bir şekilde değerlendirilmiştir. Örtük enflasyon hedeflemesi rejiminin enflasyonu düşürmek konusunda gösterdiği başarıda kapsamlı bir istikrar programının ve mali reformların hayata geçirilmesinin önemli payı olduğuna vurgu

yapılmıştır. Fakat 2006 yılı sonrası enflasyon hedeflemesinin başarılı olup olmadığı sonucuna varmak için çalışmanın yapıldığı yıl olan 2008 itibariyle henüz erken olduğu sonucuna varılmıştır.

Kara (2012), Türkiye için 2008 yılında yaşanan küresel kriz sonrası 2010 yılının sonlarından itibaren benimsenen yeni para politikası duruşunu ve yeni izlenen politikaların işleyişini değerlendirmiştir. Para politikasındaki asıl amacı genellikle fiyat istikrar olan merkez bankasının, finansal istikrarı da artık temel bir amaç olarak benimsediği belirtilmiştir. Yine de, finansal istikrarın amaçlanmasının da enflasyon hedeflemesi dâhilinde olduğu, fiyat istikrarının göz ardı edildiği düşüncesinin doğru olmayacağına değinilmiştir. İzlenen yeni politikanın sermaye hareketlerindeki oynaklık sonucu oluşan olumsuz etkileri yumuşattığı sonucuna varılmıştır.

Kara (2015) çalışmasında, TCMB'nin 2010 yılının sonlarından itibaren uygulamaya başladığı faiz koridorunun işleyişi üzerinde durmuş ve para politikası duruşunu özetlemiştir. Geniş faiz koridorunun içinde hangi faiz oranının para politikası duruşunu daha iyi temsil edeceği tartışılmıştır. Faiz koridorunun geniş bırakılmasının, TCMB'nin hamle gücünü arttırdığı üzerinde durulmuştur. Bu çalışmada, parasal duruş açısından politika faizinin temel olarak iki başlık altında özetlenebileceği belirtilmiştir: BİST bankalararası gecelik gecelik faizi ve TCMB ortalama fonlama faizi. Bu faizlerden hangisinin politikayı daha iyi temsil edeceği sorusunun cevabının piyasanın fonlama ihtiyacına göre değişeceği sonucuna varılmıştır.

Öztürkler, Demir ve Yılmaz (2015) çalışmalarında, petrol fiyatlarındaki değişimlerin Türkiye'de enflasyon üzerini olan etkilerini incelemişlerdir ve bu etkilerin asimetric olup olmadığını belirlemişlerdir. Bu asimetric geçişkenlik, Shin vd. (2014) tarafından geliştirilen 'doğrusal olmayan otoregresif gecikmesi dağıtılmış' (NARDL) model yaklaşımı ile test edilmiştir. Kısmi toplama yöntemi ile petrol fiyatındaki artış ve azalışlar ayrı ayrı hesaplanıp asimetric bir ayrışma yapılmıştır. Petrol fiyatlarının, uzun dönemde Türkiye'deki enflasyonu etkilediğini fakat kısa dönemde böyle bir etkinin olmadığı sonucuna varmışlardır. Yazarlar, ayrıca uzun dönemde bu fiyat geçişkenliğinin simetric olduğunu göstermişlerdir.

Cover (1992) çalışmasında, pozitif ve negatif para arzı şoklarının çıktı üzerindeki etkisinin asimetric olup olmadığını incelemiştir. Para arzı ve çıktı kısımları ayrı ayrı ele alınmış olup, para arzı sürecinde en küçük kareler yöntemi; çıktı sürecinde tek değişkenli Box-Jenkins zaman serileri analizi kullanılmıştır. Etkilerin asimetric olup olmadığı Barro(1977,1978) ve Barro ve Rush (1980) çalışmalarındaki yöntemlerle test

edilmiştir. Pozitif para arzı şoklarının çıktı üzerinde etkisi olmadığını fakat negatif para arzı şoklarının çıktı üzerinde etkisi olduğu sonucu bulunmuştur.

Karras ve Stokes (1999) yılındaki çalışmalarında, para arzı şoklarının neden asimetrik olduğunu araştırmışlardır ve Cover (1992) çalışmasındaki sonuçları desteklemişlerdir. Bu çalışmada, asimetrik etkiler sadece para arzı şoklarıyla sınırlandırılmamış ve petrol şokları da karakterize edilmiştir. Genel olarak para arzı şoklarının fiyatlar üzerindeki etkisinin daima simetrik olduğu sonucuna varılmıştır. Ayrıca para arzı şoklarının özel tüketim ve sabit yatırım üzerindeki etkileri de araştırılmış ve tüketimin para arzı şoklarına oldukça simetrik tepki verdiği bulunmuştur.

Balcılar vd. (2016), Thompson vd. (2015) çalışmasında Güney Afrika için tahmin edilen Finansal Durum Endeksi'ne gelen şokların çıktı, enflasyon ve faiz oranı üzerinde asimetrik etkileri olup olmadığını araştırmışlardır. Doğrusal Olmayan Logistic Yumuşak Geçişli Vektör Otoregresif yöntemi kullanılarak Güney Afrika ekonomisinin finansal şoklara tepkisinin doğrusal olmadığı savunulmuştur. Çıktıdaki büyümenin, konjonktürün artış gösterdiği zamanlarda finansal şoklardan daha çok etkilendiğini, enflasyon ve faiz oranının ise konjonktürün düştüğü zamanlarda bu şoklardan daha çok etkilendiği sonucuna varılmıştır.

## 5.2. Veri ve Yöntem

Çalışmada hem doğrusal hem de doğrusal olmayan ARDL modelleri ile tahmin yapılmıştır. Taylor Kuralı çerçevesinde çıktı boşluğu ve enflasyon boşluğunun faiz oranına etkisinin simetrik mi yoksa asimetrik mi olduğu incelenmiştir. Faiz, enflasyon ve GSYH serilerinin tümü 1975 – 2016 dönemini kapsayacak şekilde yıllık bazdadır ve Dünya Bankası veri tabanından (WorldBank Databank) alınmıştır<sup>7</sup>. Uygulamada faiz verisi olarak yıllık mevduat faiz oranı (%), enflasyon oranı olarak tüketici fiyat endeksinin bir önceki yıla göre yüzde değişim oranı ve reel gayrisafi yurtiçi hasıla kullanılmıştır. Çıktı boşluğu, serinin Hodrick – Prescott yöntemi ile oluşturulan trendinden farkları alınarak elde edilmiştir. Genel olarak Taylor Kuralı için incelenecek denklem asimetrik etkiler dikkate alınmadan, doğrusal bir biçimde şu şekilde gösterilebilmektedir:

<sup>7</sup> <http://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&series=NY.GDP.MKTP.PP.KD&country=#>

$$faiz_t = \beta enf_t + \alpha gap_t + u_t \quad (5.1)$$

Pesaran vd. (2001) çerçevesinde, Taylor Kuralı için faiz, çıktı boşluğu ve enflasyon boşluğu arasındaki eşbütünleşme ilişkisinin incelendiği hata düzeltme modeli aşağıdaki gibi ifade edilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta faiz_t = c_0 + c_1 t + \pi_{yy} faiz_{t-1} + \pi_G gap_{t-1} + \pi_E enf_{t-1} + \\ \sum_{t=1}^k \omega' \Delta gap_t + \sum_{t=1}^k v' \Delta enf_t + u_t \end{aligned} \quad (5.2)$$

Burada, *gap* ve *enf* değişkenleri sırasıyla çıktı boşluğu ve enflasyonu ifade etmektedir. Denklem (5.2) ile verilen modelde,  $u_t \sim IID$  olan stokastik bir süreci belirtmektedir. Hataları otokorelasyonsuz yapacak gecikme uzunluğu Akaike ve Schwarz gibi standart bilgi kriterleri ile seçilmektedir. Denklem (4.54) ve (4.55) ile verilen kısıtlarla eşbütünleşmenin varlığı test edilmektedir. Bu testten elde edilen  $F$  istatistiği standart olmadığından, Pesaran vd. (2001) tarafından önerilen kritik değerler ile kıyaslanmalıdır. Eğer test istatistiği  $I(0)$  ve  $I(1)$  şeklinde verilen alt ve üst sınırın alt bandı olan  $I(0)$ 'in altındaysa seriler arasında eşbütünleşme yoktur; sınırların arasındaysa eşbütünleşme ilişkisi hakkında herhangi bir sonuca varılamamaktadır; eğer üst sınır olan  $I(1)$ 'in üstündeyse seriler eşbütünleşiktir sonucuna varılmaktadır.

Eğer seriler eşbütünleşik sonucuna varılmakta ise, bir sonraki adım  $\Delta faiz_{t-i}$ ,  $\Delta gap_{t-i}$ ,  $\Delta enf_{t-i}$ , gecikme uzunluklarını serbest bırakarak uzun dönem ilişkiyi modellemektir. Modellenen uzun dönem ilişkinin tahmininden sonra hatalar elde edilerek bir hata düzeltme modeli yazılmaktadır. Hata düzeltme modeli içerisinde yer alan hata düzeltme katsayısının negatif ve de anlamlı olması gerekmektedir.

Shin vd. (2014) tarafından önerilen doğrusal olmayan ARDL modeli ile serilerin pozitif ve negatif etkileri ayrıştırılabilmekte ve asimetrik etkiler hesaplanabilmektedir. Bu çalışmada ifade edilen modelde, uzun dönemde enflasyon ve çıktı boşluğunun faiz oranına asimetrik etkilerinin olduğu regresyon modeli şu şekilde verilebilmektedir:

$$faiz_t = \beta^+ enf_t^+ + \beta^- enf_t^- + \theta^+ gap_t^+ + \theta^- gap_t^- + u_t \quad (5.3)$$

Burada,  $\beta^+$ ,  $\beta^-$ ,  $\theta^+$  ve  $\theta^-$  uzun dönem parametrelerini ifade etmektedir.

$$enf_t = enf_0 + enf_t^+ + enf_t^- \quad (5.4)$$

$$gap_t = gap_0 + gap_t^+ + gap_t^- \quad (5.5)$$

olacak şekilde  $enf_t^+$  ve  $enf_t^-$ ,  $enf_t$ 'deki;  $gap_t^+$  ve  $gap_t^-$ ,  $gap_t$ 'deki pozitif ve negatif kısmi toplam süreçlerini ifade etmektedir ve aşağıdaki gibi hesaplanmaktadır:

$$enf_t^+ = \sum_{j=1}^t \Delta enf_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(\Delta enf_j, 0) \quad (5.6)$$

$$enf_t^- = \sum_{j=1}^t \Delta enf_j^- = \sum_{j=1}^t \min(\Delta enf_j, 0) \quad (5.7)$$

$$gap_t^+ = \sum_{j=1}^t gap_j^+ = \sum_{j=1}^t \max(gdp_j - gdp_j^*, 0) \quad (5.8)$$

$$gap_t^- = \sum_{j=1}^t gap_j^- = \sum_{j=1}^t \min(gdp_j - gdp_j^*, 0) \quad (5.9)$$

Burada,  $gap_t^+$  ve  $gap_t^-$  serileri GSYH'nin kendi trendinden farkı alınarak oluşturulan kısmi toplamlardır. Denklem (5.2) ile verilen modelin yeniden düzenlenmesi ile asimetrik hata düzeltme modeli şu şekilde yazılabilmektedir:

$$\begin{aligned} \Delta faiz_t = & \rho faiz_{t-1} + \alpha^+ gap_{t-1}^+ + \alpha^- gap_{t-1}^- + \lambda^+ enf_{t-1}^+ + \\ & \lambda^- enf_{t-1}^- + \sum_{j=1}^{p-1} \gamma_j \Delta faiz_{t-j} + \sum_{j=1}^{q-1} (\vartheta_j^+ \Delta gap_{t-j}^+ + \vartheta_j^- \Delta gap_{t-j}^-) + \\ & \sum_{j=1}^{q-1} (\delta_j^+ \Delta enf_{t-j}^+ + \delta_j^- \Delta enf_{t-j}^-) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (5.10)$$

Burada,  $\alpha^+ = -\rho\theta^+$ ;  $\alpha^- = -\rho\theta^-$ ;  $\lambda^+ = -\rho\beta^+$  ve  $\lambda^- = -\rho\beta^-$  şeklindedir. Analiz sırasında öncelikle Denklem (5.10) ile verilen hata düzeltme modelinin EKK tahmini elde edilmektedir. Buradan Pesaran vd. (2001) yöntemi baz alınarak  $F_{PSS}$  olarak adlandırılan sınır testi uygulanmaktadır.  $F_{PSS}$  testi için boş hipotez  $\rho = \alpha^+ = \alpha^- = \lambda^+ = \lambda^- = 0$  şeklindedir. Eğer hesaplanan F istatistiği Pesaran vd. (2001)'de verilen kritik değerlerin üst bandını aşıyorsa değişkenlerin uzun dönem ilişkiye sahip olduğu sonucuna varılmaktadır.  $F_{PSS}$  testine alternatif olarak, Banerjee vd. (1998) çalışmasında önerilen  $t_{BDM}$  testi, değişkenler arasındaki uzun dönem ilişkiyi saptama konusunda kullanılabilmektedir. Boş hipotez  $\rho = 0$  (eşbütünleşme yoktur) ve alternatif hipotez de  $\rho < 0$  şeklinde oluşturulmaktadır.  $t_{BDM}$  testinde, test istatistiği standart olmadığından Banerjee vd. (1998) çalışmasında önerilen kritik değerler ile kıyaslanmalıdır.

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi bulunduğundan sonra, pozitif ve negatif uzun dönem katsayıları hesaplanmakta ve birbirlerine eşit oldukları boş hipotez test edilerek asimetrik eşbütünleşmenin varlığı incelenmektedir. Benzer şekilde, kısa dönem katsayıları elde edilerek birbirlerine eşit olup olmadıkları test edilmekte ve bu şekilde kısa dönemli asimetrik etkiler araştırılmış olmaktadır.

### 5.3. Tahmin Sonuçları ve Değerlendirme

Zaman serileri analizlerinde, serilerin hangi seviyede durağan oldukları, kullanılacak yöntem için çok büyük önem taşımaktadır. Zira özellikle eşbütünleşme analizlerinde serilerin durağanlık düzeyleri yöntemin kullanılıp kullanılmayacağını belirlemektedir. Engle – Granger ve Johansen eşbütünleşme testleri için kullanılan serilerin  $I(1)$  olmaları gerekmektedir. Pesaran vd. (2001) çalışmasında ortaya konulan ARDL modeli, serilerin  $I(0)$  ya da  $I(1)$  olmalarına bakılmaksızın eşbütünleşme testinin gerçekleştirilebilmesine olanak tanımaktadır.

Çalışmada zaman serileri kullanılmıştır. Bağımlı değişken olarak Faiz ve açıklayıcı değişkenler olarak Enflasyon ile reel GSYH'nin kendi trendinden farkı alınarak oluşturulan çıktı boşluğu (GAP) kullanılmıştır.  $GAP = GSYH - GSYH^*$  şeklinde hesaplanmıştır ve potansiyel çıktıyı ifade eden  $GSYH^*$ ,  $GSYH$ 'nin Hodrick – Prescott filtresi kullanılarak oluşturulan trend serisi olarak elde edilmiştir. Burada,  $GSYH$  serisi TL cinsinden 2010 yılı bazlı olup doğal logaritması alınmıştır. Faiz, Enflasyon ve reel  $GSYH$  serileri 1975 – 2016 yıllarını kapsayacak şekilde yıllık gözlemler olarak Dünya Bankası veri tabanından alınmıştır (Bakınız Dipnot 7, s.62)

Zaman serilerinin hangi dereceden durağan oldukları birim kök testleri yardımıyla belirlenebilmektedir. Tablo 1.a ve 1.b'de sıklıkla kullanılan ADF ve P-P birim kök sonuçları yer almaktadır. Enflasyon serisi basitlik açısından ENF şeklinde kısaltılmıştır. Tablo 1.a'da yer alan ADF birim kök testinde, Bölüm 4.1.1.'de bahsedilen  $\phi_1$  ve  $\phi_3$  testleri de tabloya dâhil edilmiştir. Eğer serilerde anlamlı sabit veya trend bileşeni bulunursa, bu durumda ADF birim kök testinden hesaplanan test istatistiği Dickey – Fuller dağılımını değil normal dağılımı izleyecektir. ADF birim kök testi, Faiz, Enflasyon ve GAP serileri için sırasıyla sabitli ve trendli, sabitli ve hem sabitsiz hem de trendsiz modellerde gerçekleştirilmiştir. Tablo 1.b'de ise P-P testi ve sonuçları verilmiştir.

**Tablo 1. ADF ve Phillips – Perron Birim Kök Testleri****a. ADF Birim Kök Testi**

| <b>ADF Birim Kök Testi</b> |                              |                 |                            |                |                 |                            |                                |                 |
|----------------------------|------------------------------|-----------------|----------------------------|----------------|-----------------|----------------------------|--------------------------------|-----------------|
|                            | <b>Sabitli &amp; Trendli</b> |                 |                            | <b>Sabitli</b> |                 |                            | <b>Sabitsiz &amp; Trendsiz</b> |                 |
| <b>Değişkenler</b>         | <b>P</b>                     | <b>t</b>        | <b><math>\Phi_3</math></b> | <b>p</b>       | <b>t</b>        | <b><math>\Phi_1</math></b> | <b>p</b>                       | <b>t</b>        |
| <i>FAİZ</i>                | 0                            | -1.56           | 2.29                       | 0              | -1.51           | 1.16                       | 1                              | -0.55           |
| <i>ENF</i>                 | 0                            | -2.58           | 3.73                       | 0              | -1.92           | 1.84                       | 0                              | -1.16           |
| <i>GAP</i>                 | 3                            | <b>-5.38***</b> |                            | 3              | <b>-5.43***</b> |                            | 3                              | <b>-5.47***</b> |
| $\Delta$ <i>FAİZ</i>       | 0                            | <b>-8.14***</b> |                            | 0              | <b>-7.66***</b> |                            | 0                              | <b>-7.75***</b> |
| $\Delta$ <i>ENF</i>        | 0                            | <b>-7.58***</b> |                            | 0              | <b>-7.49***</b> |                            | 0                              | <b>-7.59***</b> |
| <i>Kritik Değerler</i>     | (***) 1%                     | -4.2            | 9.31                       |                | -3.6            | 7.06                       |                                | -2.62           |
|                            | (**) 5%                      | -3.52           | 6.73                       |                | -2.93           | 4.86                       |                                | -1.95           |
|                            | (*) 10%                      | -3.19           | 5.61                       |                | -2.6            | 3.94                       |                                | -1.61           |

*p*, Schwarz kriteri dikkate alınarak ADF birim kök testi için belirlenen gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

**b. Phillips-Perron Birim Kök Testi**

| <b>P-P</b>             |                |                 |                                |                 |
|------------------------|----------------|-----------------|--------------------------------|-----------------|
|                        | <b>Sabitli</b> |                 | <b>Sabitsiz &amp; Trendsiz</b> |                 |
| <b>Değişkenler</b>     | <b>k</b>       | <b>t</b>        | <b>k</b>                       | <b>t</b>        |
| <i>FAİZ</i>            | 4              | -1.57           | 3                              | -0.70           |
| <i>ENF</i>             | 1              | -1.83           | 5                              | -1.01           |
| <i>GAP</i>             | 3              | <b>-3.93***</b> | 3                              | <b>-3.98***</b> |
| $\Delta$ <i>FAİZ</i>   | 4              | <b>-7.52***</b> | 4                              | <b>-7.60***</b> |
| $\Delta$ <i>ENF</i>    | 6              | <b>-7.68***</b> | 5                              | <b>-7.79***</b> |
| <i>Kritik Değerler</i> | (***) 1%       | -3.6            |                                | -2.62           |
|                        | (**) 5%        | -2.93           |                                | -1.95           |
|                        | (*) 10%        | -2.6            |                                | -1.61           |

*k*, P-P birim kök testi için Kernel Bandwidth gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Tablo 1.a’da yer alan ADF birim kök testi sonuçlarına göre GAP serisi I(0), Faiz ve Enflasyon ise I(1) bulunmuştur.  $\phi_1$  ve  $\phi_3$  testleri sonucu, düzeyde birim köke sahip Faiz ve Enflasyon serilerinde anlamlı trend ve sabit bileşenleri bulunmamıştır. Bunun sonucu olarak, Faiz ve Enflasyon değişkenleri için birinci farkta birim kökün varlığı test

edilmiş ve serilerin durağan olduğu sonucu bulunmuştur. Tablo 1.b’de yer alan P-P birim kök testi sonuçları ADF testi sonuçları ile benzerdir. P-P testi sonucunda GAP I(0), Faiz ve Enflasyon I(1) bulunmuştur. Bu durumda Engle – Granger ve Johansen gibi eşbütünleşme yaklaşımları, bu değişkenler arasındaki olası bir uzun dönem ilişkisini test etmek için kullanılamamaktadır, çünkü bütün seriler I(1) değildir. Birim kök testleri sonuçlarına göre, Faiz, Enflasyon ve çıktı boşluğu arasındaki eşbütünleşme ilişkisi Pesaran vd. (2001) yaklaşımı ile test edilebilmektedir. Bu yaklaşım için kısıtsız hata düzeltme modeli Denklem (5.11)’da verilmiştir:

$$\Delta faiz_t = \quad (5.11)$$

$$c_0 + \rho faiz_{t-1} + \theta enf_{t-1} + \lambda gap_{t-1} + \gamma z_t + \sum_{i=1}^{p-1} c_i \Delta faiz_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \pi_i \Delta enf_{t-i} + \sum_{i=0}^{q-1} \delta_i \Delta gap_{t-i} + e_t$$

Pesaran vd. (2001) yönteminde, öncelikle değişkenler ile bir VAR modeli oluşturulmaktadır ve sabit gecikmede eşbütünleşmeyi test etmek amacıyla uygun gecikme uzunluğu belirlenmektedir. Tablo 2’de Akaike Bilgi Kriteri (AIC) dikkate alınarak uygun gecikme uzunluğu için değerler verilmiştir:

**Tablo 2. Uygun Gecikme Uzunluğu – AIC**

| Gecikme Uzunluğu | AIC               |
|------------------|-------------------|
| 0                | -3.927111         |
| 1                | -6.218265         |
| 2                | <b>-6.323425*</b> |
| 3                | -5.955282         |
| 4                | -6.021203         |
| 5                | -5.987430         |

Tablo 2’deki sonuçlara göre VAR modelinden elde edilen uygun gecikme uzunluğu 2’dir. Model iki gecikmede sabit tutularak tahmin edilip uzun dönemli ilişki test edilmiştir. Aşağıda verilen Tablo 3, a ve b olmak üzere iki bölüme ayrılmıştır. Modelde ilk tahminde değişen varyans sorunu bulunmuş, ancak dirençli tahminciler kullanılarak t istatistikleri ve olasılık değerleri hesaplanmıştır.  $H_0: \rho = \theta = \lambda$  altında elde edilen F tipi test istatistiği ile alt ve üst sınır kritik değerleri şu şekildedir:

**Tablo 3. ARDL Sınır Testi**

| <b>3.a</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           |                      |                       |       |      |                       |      |       |
|------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|----------------------|-----------------------|-------|------|-----------------------|------|-------|
| <b>k</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                             | <b>F istatistiği</b> | <b>Alt Sınır I(0)</b> |       |      | <b>Üst Sınır I(1)</b> |      |       |
| 2                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                    | 3.730583             | 10%                   | 5%    | 1%   | 10%                   | 5%   | 1%    |
|                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                      |                      | 2.835                 | 3.435 | 4.77 | 3.585                 | 4.26 | 5.855 |
| <b>3.b</b>                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           |                      |                       |       |      |                       |      |       |
| $\chi^2_{LM}(1)$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     | 0.2387 [0.6252]      |                       |       |      |                       |      |       |
| $\chi^2_{LM}(2)$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     | 0.3259 [0.8496]      |                       |       |      |                       |      |       |
| $\chi^2_{JB}(2)$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     | 0.2498 [0.8825]      |                       |       |      |                       |      |       |
| $\chi^2_{BPG}(3)$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                    | 5.8746 [0.0001]*     |                       |       |      |                       |      |       |
| <p>Tabloda sınır testi için verilen değerler sonlu örneklem özellikleri dikkate alınarak 40 gözleme göre hesaplanan alt ve üst sınır kritik değerleridir. b panelinde, 1. ve 2. dereceden LM otokorelasyon testine, JB normallik testine ve Breusch Pagan Godfrey değişen varyans testine bakılmıştır. Otokorelasyon sorunu bulunmamıştır ve normallik varsayımı sağlanmıştır. Fakat modelde değişen varyans sorunu bulunmuştur.</p> <p>*Tabloda rapor edilen sonuçlar Huber - White yöntemi yardımıyla elde edilen dirençli tahmin edicilerdir.</p> |                      |                       |       |      |                       |      |       |

Tablo 3'te yer alan sonuçlara göre F istatistiği 1% için alt sınırın altında, 5% anlamlılık düzeyi için iki sınırın arasındadır. Bu durumda eşbütünleşme ilişkisi yoktur diyen boş hipotez reddedilememektedir. Ancak, hesaplanan F istatistiği 10% anlamlılık düzeyine ait üst sınır kritik değerinden daha yüksektir. Hesaplanan F istatistiği 1% ve 5% düzeyinde boş hipotezi reddetmede yetersiz kalmıştır. Bu durumun nedenleri içerisinde enflasyon ve çıktı boşluğunun faiz oranına olan etkilerinin doğrusal ve simetrik kabul edilmesi ancak bu etkilerin esasen asimetrik olması gösterilebilir. 10% anlamlılık düzeyi dikkate alındığında değişkenler eşbütünleşiktir sonucuna varılabilmektedir. Uzun dönem ilişki bulunduktan sonraki adım gecikmeleri serbest bırakarak modeli tahmin edip hata düzeltme modelini ve uzun dönem katsayılarını elde etmektir. Gecikmeler serbest bırakıldıktan sonra tahmin edilen ARDL (1,1,2) modelinden elde edilen hata düzeltme modeli ve uzun dönem katsayıları Tablo 4'te verilmiştir.

**Tablo 4. ARDL (1,1,2), Hata Düzeltme Modeli ve Uzun Dönem Katsayıları****Bağımlı Değişken:  $\Delta$ faiz****ECM**

| <b>Değişken</b> | <b>Katsayı</b> | <b>Standart Hata</b> | <b>t- istatistiği [olasılık değeri]</b> |
|-----------------|----------------|----------------------|-----------------------------------------|
| D(ENF)          | 0.046          | 0.074                | 0.622[0.5383]                           |
| D(GAP)          | -1.311         | 0.315                | -4.171[0.0002]                          |
| D(GAP(-1))      | 1.510          | 0.320                | 4.720[0.0000]                           |
| ECT(-1)         | -0.230         | 0.057                | -4.016[0.0003]                          |

**Uzun Dönem Katsayıları**

| <b>Değişken</b> | <b>Katsayı</b> | <b>Standart Hata</b> | <b>t- istatistiği [olasılık değeri]</b> |
|-----------------|----------------|----------------------|-----------------------------------------|
| ENF             | 0.947          | 0.182                | 5.188[0.0000]                           |
| GAP             | -3.085         | 0.595                | -1.189[0.2430]                          |
| C               | -0.012         | 0.098                | -0.012[0.9064]                          |

Tablo 4'te yer alan sonuçlara göre hata düzeltme katsayısı ( $ECT(-1)$ ) negatif ve anlamlı. Bu durumda, dengeden sapmaların bir dönem sonra yaklaşık 23% azaldığı sonucuna varılmaktadır. Uzun dönem katsayılarına bakıldığında, enflasyon değişkeni katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı, GAP değişkeni katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Bu durumda enflasyondaki bir puanlık değişim faiz oranını 0.947 puan aynı yönde değiştirecektir. Faiz ile enflasyon arasında anlamlı ve pozitif yönlü bir ilişki olması, enflasyonun artması durumunda faizlerin de artırılması ve bunun toplam talebi kısımcı bir politika olarak uygulandığı anlamına gelmektedir (Ongan, 2004, s.11).

Çalışmanın bu noktaya kadarki kısmında, Taylor Kuralı çerçevesinde doğrusal etkiler araştırılmıştır. Faiz, enflasyon ve çıktı boşluğu doğrusal ARDL yöntemi kullanılarak uzun dönemde ilişkili bulunmuş, çıktı boşluğunun uzun dönemli etkisi anlamlı olmasa da, enflasyonun faiz oranına etkisi uzun dönemde pozitif ve anlamlı çıkmıştır. Bu noktada, Shin vd. (2014) yaklaşımı yardımıyla faiz, enflasyon ve çıktı boşluğu arasında asimetrik bir eşbütünleşme olup olmadığı araştırılacaktır. Denklem (4.129) faizin bağımlı, enflasyon ve çıktı boşluğunun pozitif ve negatif şekilde ayrıştırılmış kısmi toplamalarının bağımsız değişkenler olduğu şekliyle tahmin edilecektir. Öncelikle, değişkenlerinde doğrusal olmayan bu modelin hangi sabit gecikmede tahmin edilmesi gerektiği VAR modeli ile belirlenmiş, uygun gecikme uzunluğu Schwarz Bilgi Kriteri (SIC) ve AIC yardımıyla belirlenmiştir. Uygun gecikme uzunluğu SIC dikkate alındığında 1, AIC dikkate alındığında 4 bulunmuştur. Model, 1

gecikmede tahmin edilmiş<sup>8</sup>,  $F_{PSS}$  ve  $t_{BDM}$  testleri yardımıyla asimetrik eşbütünleşmenin varlığı test edilmiştir. Testlerin sonuçları Tablo 5 ile verilmiştir:

**Tablo 5. NARDL Sınır Testi ( $F_{PSS}$  ve  $t_{BDM}$  Testleri)**

|           |                  | <i>Kritik Değerler (k=4)</i> |      |       |                |       |      |
|-----------|------------------|------------------------------|------|-------|----------------|-------|------|
|           |                  | Alt Sınır I(0)               |      |       | Üst Sınır I(1) |       |      |
|           | Test İstatistiği | 10%                          | 5%   | 1%    | 10%            | 5%    | 1%   |
| $F_{PSS}$ | 3.337624*        | 2.2                          | 2.56 | 3.29  | 3.09           | 3.49  | 4.37 |
|           |                  | 10%                          |      | 5%    |                | 1%    |      |
| $t_{BDM}$ | -4.252392**      | -3.68                        |      | -4.18 |                | -5.27 |      |

(\*\*\*), (\*\*) ve (\*) sırasıyla 1%, 5% ve 10% anlamlılık düzeyinde boş hipotezin reddedildiğini belirtmektedir.

Tablo 5'te yer alan  $F_{PSS}$  ve  $t_{BDM}$  testleri sonuçlarına göre uzun dönemde doğrusal olmayan bir ilişkinin varlığı %10 düzeyinde reddedilememiştir. Yani, seriler asimetrik eşbütünleşiktir. Sıradaki adımda bu eşbütünleşme ilişkisi modellenmiştir. Tablo 6'da gecikmeler serbest bırakılarak oluşturulan NARDL modeli verilmiştir.

<sup>8</sup> Model aynı zamanda AIC dikkate alınarak 4 gecikmede tahmin edilmiş ve 1 gecikmede tahmin edilen modelden elde edilen sonuçlarla aynı yönde sonuçlar elde edilmiştir.

**Tablo 6. NARDL Tahmin Sonuçları, Uzun ve Kısa Dönem Asimetri Testleri**

| a. NARDL Tahmin Sonuçları                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                           |                                     |                                         |               |        |
|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------|-----------------------------------------|---------------|--------|
| Değişken                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            | Katsayı                             | Standart Hata                           | t istatistiği | prob.  |
| C                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                   | 0.363                               | 0.048                                   | 7.624         | 0.0000 |
| $FAIZ_{t-1}$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                        | -1.452                              | 0.090                                   | -16.082       | 0.0000 |
| $ENF_{t-1}^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                       | 1.122                               | 0.080                                   | 13.851        | 0.0000 |
| $ENF_{t-1}^-$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                       | 0.602                               | 0.091                                   | 6.625         | 0.0000 |
| $GAP_{t-1}^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                       | 0.376                               | 0.170                                   | 2.211         | 0.0410 |
| $GAP_{t-1}^-$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                       | 2.058                               | 0.259                                   | 7.938         | 0.0000 |
| $\Delta FAIZ_{t-2}$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                 | 0.429                               | 0.070                                   | 6.148         | 0.0000 |
| $\Delta FAIZ_{t-3}$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                 | 0.418                               | 0.076                                   | 5.522         | 0.0000 |
| $\Delta FAIZ_{t-4}$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                 | 0.112                               | 0.060                                   | 1.881         | 0.0773 |
| $\Delta ENF^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                      | 0.156                               | 0.070                                   | 2.224         | 0.0400 |
| $\Delta ENF_{t-1}^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | -0.431                              | 0.088                                   | -4.912        | 0.0001 |
| $\Delta ENF_{t-3}^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | -0.323                              | 0.086                                   | -3.745        | 0.0016 |
| $\Delta ENF_{t-4}^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | -0.174                              | 0.061                                   | -2.855        | 0.0110 |
| $\Delta ENF^-$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                      | 0.821                               | 0.093                                   | 8.772         | 0.0000 |
| $\Delta ENF_{t-1}^-$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | 0.158                               | 0.058                                   | 2.723         | 0.0144 |
| $\Delta ENF_{t-2}^-$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | -0.151                              | 0.074                                   | -2.048        | 0.0563 |
| $\Delta GAP^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                      | -0.910                              | 0.366                                   | -2.491        | 0.0234 |
| $\Delta GAP_{t-3}^+$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | -3.673                              | 0.459                                   | -7.995        | 0.0000 |
| $\Delta GAP_{t-1}^-$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                | -1.053                              | 0.336                                   | -3.130        | 0.0061 |
| B. Uzun Dönem Katsayıları, Uzun ve Kısa Dönem Asimetri Testleri                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     |                                     |                                         |               |        |
| $L_{ENF^+}$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                         | $L_{ENF^-}$                         | $L_{GAP^+}$                             | $L_{GAP^-}$   |        |
| 0.772302                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            | 0.414459                            | 0.258795                                | 1.417112      |        |
| [0.0000]                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                            | [0.0000]                            | [0.0437]                                | [0.0000]      |        |
| $W_{LR,ENF}= 50.38891$ [0.0000]                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     |                                     | $W_{LR,GAP}= 56.13757$ [0.0000]         |               |        |
| $W_{SR,ENF}= 37.69966$ [0.0000]                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                     |                                     | $W_{SR,GAP}= 33.87002$ [0.0000]         |               |        |
| C                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                   |                                     |                                         |               |        |
| $R^2=0.97$                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                          | $\bar{R}^2=0.94$                    | $\chi^2_{LM(1)} = 2.816834$<br>[0.1127] |               |        |
| $\chi^2_{LM(2)}=1.446353$<br>[0.2664]                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                                               | $\chi^2_{BPG}=18.94545$<br>[0.3952] | $\chi^2_{JB}=0.536970$<br>[0.7645]      |               |        |
| Burada, "Δ" ilgili değişkenin ilk farkını; [.] olasılık değerini; $L_{ENF^+}$ ile $L_{ENF^-}$ ve $L_{GAP^+}$ ile $L_{GAP^-}$ uzun dönem katsayılarını; $\chi^2_{LM}$ , $\chi^2_{JB}$ ve $\chi^2_{HET}$ sırasıyla otokorelasyon, normallik ve değişen varyans testleri için elde edilen test istatistiğini ifade etmektedir. A panelinde verilen katsayı tahminlerinde anlamsız olan bazı kısa dönem katsayıları dahil edilmemiştir. |                                     |                                         |               |        |

Tablo 6, NARDL katsayıların tahmini, uzun ve kısa dönem katsayıları tahmini ve asimetri testlerini, ayrıca model için otokorelasyon, değişen varyans ve normallik

testlerini göstermektedir.  $W_{LR,ENF}$  ve  $W_{LR,GAP}$  sırasıyla ENF ve GAP değişkenlerinin pozitif ve negatif uzun dönem parametrelerinin birbirine eşit olduğu boş hipotez<sup>9</sup> altında, WALD testi yardımıyla hesaplanan test istatistiklerini ifade etmektedir. Benzer şekilde  $W_{SR,ENF}$  ve  $W_{SR,GAP}$  da sırasıyla ENF ve GAP değişkenlerinin kısa dönem katsayılarının birbirine eşit olup olmadıklarını sınavan test istatistikleridir. Hem uzun dönem hem de kısa dönem asimetrinin varlığından söz edilebilmektedir. Zira WALD testi yardımıyla hesaplanan test istatistikleri hem enflasyon hem de çıktı boşluğunun uzun dönem pozitif ve negatif katsayılarının birbirlerine eşit olduğunu ifade eden boş hipotezin reddedilmesi gerektiğini belirtmektedir. Aynı şekilde kısa dönem katsayılarının birbirlerine eşit olduğu boş hipotezi [daha öncede düzeltilmiş. Sanırım atladın! Atlama] reddedilebilmektedir. Yani, enflasyon ve çıktı boşluğunun, hem uzun dönemde hem de kısa dönemde faiz oranına etkileri asimetriktir. Tablo 7’da yer alan b kısmında enflasyon ve çıktı boşluğu için asimetrik uzun dönem katsayıları, Tablo 6’nın a bölümünde yer alan NARDL modelinin hata düzeltme modeli formunda yazılmasıyla elde edilmiştir. Enflasyon için pozitif ve negatif uzun dönem katsayıları sırasıyla 0.772302 ve 0.414459; çıktı boşluğu için pozitif ve negatif uzun dönem katsayıları sırasıyla 0.258795 ve 1.417117 şeklinde hesaplanmıştır. Bu durumda, enflasyonda meydana gelecek 1 puanlık bir artışa karşılık faiz oranı yaklaşık 0.77 puan artışla tepki vermekte ve enflasyonun 1 puan azalması sonucu faiz oranları yaklaşık 0.41 puan azalmaktadır. Çıktı boşluğunun pozitif ve negatif olduğu durumlarda faiz oranına etkisi asimetriktir. Çıktı boşluğunun pozitif olduğu durumlardaki 1%’lik artış faiz oranında yaklaşık 0.26 puanlık bir artışa neden olmaktadır. Çıktı boşluğunun negatif olduğu durumlarda, 1% oranındaki bir azalışın faiz oranına etkisi çıktı boşluğunun pozitif olduğu durumunkinden çok daha yüksektir ve faiz 1.42 puan azalışla tepki vermektedir.

---

<sup>9</sup>  $H_0: L_{ENF}^+ = L_{ENF}^-$  ve  $H_0: L_{GAP}^+ = L_{GAP}^-$  sırasıyla enflasyon ve çıktı boşluğu için uzun dönem simetriyi ifade eden boş hipotezleri ifade etmektedir. Benzer şekilde kısa dönem simetrilerin testi için boş hipotezler enflasyon ve çıktı boşluğu için:  $H_0: \sum_{i=0}^T \Delta ENF_{t-i}^+ = \sum_{i=0}^T \Delta ENF_{t-i}^-$  ve  $H_0: \sum_{i=0}^T \Delta GAP_{t-i}^+ = \sum_{i=0}^T \Delta GAP_{t-i}^-$

## BÖLÜM VI

### SONUÇ

#### 6.1. Sonuç

Para politikası yıllar boyunca sürekli farklı hedeflemeler ve yaklaşımlarla irdelenmiş, politika yapıcılar en doğru politikayı uygulayabilmek amacıyla yeni teknikler üretmişlerdir. Farklı düşünce okullarının para politikası görüşleri, politika belirleme konusunda sürekli yol göstermiştir.

Merkez bankaları, para politikaları belirlerken fiyat istikrarı, tam istihdam ve yüksek ekonomik büyümeyi amaçlamaktadır. Bu hedeflere ulaşmak amacıyla birçok politika aracına sahiptirler. Bu politika araçlarının kullanımı ile ilgili çeşitli çalışmalar ve teoriler mevcuttur. Politika araçları arasında en önemlisi sayılabilecek politika faiz oranı ile ilgili dikkat çekici çalışmalardan biri de John B. Taylor'un ortaya attığı Taylor Kuralıdır.

Taylor Kuralı, politika faizinin enflasyon ve çıktı boşluğundan etkilendiğinin öne sürüldüğü basit bir politika kuralıdır. Taylor, iyi bir para politikası belirlemede fiyat seviyesindeki değişim ve gelirdeki değişimlere karşılık politika faizindeki değişimin gerekliliğini savunmuştur.

Bu çalışmada, öncelikle farklı para politikası yaklaşımları, para politikası amaç ve araçları ve Türkiye'de para politikası gelişimi özetlenmiştir. Doğrusal ve doğrusal olmayan yaklaşımlar içerisinde doğrusal birim kök ve eşbütünleşme yaklaşımları ile doğrusal olmama durumu ve doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımları ele alınmıştır. Son olarak Türkiye için Taylor Kuralı çerçevesinde enflasyon ve çıktı boşluğunun faiz oranına etkilerinin uzun dönemde simetrik mi yoksa asimetrik mi olduğu incelenmiştir. Doğrusal olmayan eşbütünleşme yaklaşımları arasından, Shin vd. (2014) çalışmasında önerilen NARDL yaklaşımı değişkenlerin artış ve azalış durumlarında etkilerini, yani, asimetrik davranışlarını modelleme konusunda, değişkenlerin bütünleşme derecelerini ( $I(0)$  ya da  $I(1)$ ) dikkate almaksızın tahmin edilebilmesi açısından avantajlıdır. Bu noktada, bağımlı değişkeni etkilediği varsayılan bağımsız değişkenler, kısmi toplam ayrıştırılması denen bir yöntemle belirlenerek modele dâhil edilmektedir.

Çalışmanın amacı Türkiye için Taylor Kuralı çerçevesinde enflasyon ve çıktı boşluğunun politika faizine etkilerini NARDL yöntemi yardımıyla incelemektir.

Öncelikle, faiz, enflasyon ve çıktı boşluğunun doğrusal ARDL modeli ile uzun dönemli ilişkiye sahip olup olmadıkları test edilmiş ve seriler eşbütünleşik bulunmuştur. Ardından, enflasyon ve çıktı boşluğunun artış ve azalış durumlarında faiz oranına uzun dönemli etkileri araştırılmıştır. Enflasyon ve çıktı boşluğunun kısmi toplam işlemi ile pozitif ve negatif etkileri ayrıştırılmış ve NARDL yöntemi ile faiz oranı üzerindeki uzun dönem asimetrik etkileri analiz edilmiştir. Bulunan sonuçlar dikkat çekicidir. Hem enflasyon hem de çıktı boşluğunun faiz oranına etkilerinin uzun dönemde de, kısa dönemde de simetrik olmadığı, asimetrik olduğu yapılan testler sonucunda ortaya koyulmuştur. Tahmin edilen NARDL modelinde uzun dönem asimetrik katsayılarının hepsi istatistiksel olarak anlamlıdır. Enflasyonda bir artış söz konusu olduğunda uzun dönemde politika faizi daha yüksek bir oranda tepki verirken, enflasyondaki azalış sırasında faiz oranı enflasyon artışına kıyasla daha düşük bir değişim göstermektedir. Benzer bir durum çıktı boşluğu için de bulunmuştur. Çıktı boşluğunun pozitif olduğu durumlardaki artış faiz oranında da bir artışa neden olmaktadır ancak bu çok yüksek bir artış değildir. Çıktı boşluğunun negatif olduğu durumlarda, faiz oranına etkisi pozitif olduğu durumdakinden çok daha yüksek, yaklaşık 5,5 katıdır.

Türkiye, son dönemlerde para politikası belirlenirken fiyat istikrarının yanında fiyat istikrarı hedefinden tam sapmadan finansal istikrarı da gözetmiştir. Merkez Bankası, 2010 yılında uygulamaya konan faiz koridoru yardımıyla birden fazla faizin olduğu bir politika aracını kullanmaya başlamıştır. Enflasyonun, politika faizi belirlenirken ne derece önemli olduğu aşikârdır. Benzer şekilde finansal istikrarın sağlanmasının gözetildiği bir para politikası rejiminde çıktı boşluğunun faiz oranına etkileri de enflasyonun etkileri kadar önem taşımaktadır.

Sonuç olarak, fiyat istikrarı ve finansal istikrarın gözetildiği bir ortamda, Taylor Kuralı çerçevesinde incelenen politika kuralı yaklaşımı ile enflasyon ve çıktı boşluğunun politika faizi belirlenmesinde önemli rol oynayabileceği düşünülmektedir. Enflasyonun ve çıktı boşluğunun faiz oranı üzerindeki asimetrik davranışları NARDL yöntemi ile ortaya konulmuştur.

## KAYNAKÇA

- Ahking, F. W. (2002). Model Mis-Specification and Johansen's Co-Integration Analysis: An Application to the US Money Demand. *Journal of Macroeconomics*, 24(1), 51–66.
- Akkan, N. A., & Nargeleçekenler, M. (2002). Taylor Kuralı : Türkiye Üzerine Bir Değerlendirme. *Ankara Üniversitesi, SBF Dergisi*, 63(2), 21–41.
- Aktan, C. C. (2010). Monetarism and Rational Expectations Theory. *Ekonomi Bilimleri Dergisi*, 2(1), 168–187.
- Alt, F. L. (1942). Distributed Lags. *Econometrica*, 10(2), 113–128.
- Asteriou, D., & Hall, S. G. (2007). *Applied Econometrics. Journal of Chemical Information and Modeling* (Vol. 53). New York: Palgrave Macmillan.
- Aydoğan, E. (2004). 1980'den Günümüze Türkiye'de Enflasyon Serüveni. *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 11(1), 91–110.
- Balcilar, M., Thompson, K., Gupta, R., & van Eyden, R. (2016). Testing the Asymmetric Effects of Financial Conditions in South Africa: A Nonlinear Vector Autoregression Approach. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, 43, 30–43.
- Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1997). Economics Department of the University of Pennsylvania Institute of Social and Economic Research -- Osaka University Threshold Cointegration. *International Economic Review*, 38(3), 627–645.
- Banerjee, A., Dolado, J., & Mestre, R. (1998). Error-correction Mechanism Tests for Cointegration in a Single-equation Framework. *Journal of Time Series Analysis*, 19(3), 267–283.
- Barro, R. J. (1977). Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States. *The American Economic Review*, 67(2), 101–115.
- Barro, R. J. (1978). Unanticipated Money, Output, and the Price Level in the United States. *Journal of Political Economy*, 86(4), 549–580.
- Barro, R. J., & Rush, M. (1980). Unanticipated Money and Economic Activity. In *Rational Expectations and Economic Policy* (pp. 23–73). University of Chicago Press.
- Başçı, E., & Kara, H. (2011). Finansal İstikrar ve Para Politikası. *İktisat İşletme ve Finans*, 26(302).

- Bocutoğlu, E. (2016). Makro İktisat, *Ekin Yayınevi*, 10. Baskı, Bursa.
- Box, G. E., Jenkins, G. M., Reinsel, G. C., ve Ljung, G. M. (2015). *Time series analysis: forecasting and control*. John Wiley & Sons.
- Caner, M., ve Hansen, B. E. (2001). Threshold autoregression with a unit root. *Econometrica*, 69(6), 1555–1596.
- Chan, K. S. (1993). Consistency and Limiting Distribution of the Least Squares Estimator of a Threshold. *The Annals of Statistics*, 21(1), 520–533.
- Chan, K. S., ve Tong, H. (1986). on Estimating Thresholds in Autoregressive Models. *Journal of Time Series Analysis*, 7(3), 179–190.
- Clarida, R., Galí, J., & Gertler, M. (1998). Monetary Policy Rules in Practice Some International Evidence. *European Economic Review*, 42(6), 1033–1067.
- Cover, J. P. (1992). Asymmetric Effects of Positive and Negative Money-Supply Shocks Author. *The Quarterly Journal of Economics*, 107(4), 1261–1282.
- Çağlayan, E. (2005). Türkiye’de Taylor Kuralı’nın Geçerliliğinin Ekonometrik Analizi. *Marmara Üniversitesi, İ.İ.B.F. Dergisi*, 1(20), 379–392.
- Çil Yavuz, N. (2015). Finansal Ekonometri. *Der Yayınları*, 1. Baskı, İstanbul.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), 427–431.
- Dickey, D. A., & Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root. *Econometrica*, 49(4), 1057–1072.
- Douc, R., Moulines, E., & Stoffer, D. (2014). *Nonlinear Time Series*. New York: Taylor & Francis Group.
- Enders, W. (2015). *Applied Econometric Time Series* (Fourth Edi). USA: John Wiley & Sons.
- Enders, W., & Granger, C. W. J. (1998). Unit-Root Tests and Asymmetric Adjustment With an Example Using the Term Structure of Interest Rates. *Journal of Business & Economic Statistics*, 16(3), 304–311.
- Enders, W., & Siklos, P. L. (2001). Cointegration and Threshold Adjustment. *Journal of Business & Economic Statistics*, 19(2), 166–176.
- Engle, R. F., & Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing Published. *Econometrica*, 55(2), 251–276.
- Fisher, I. (1911). *The Purchasing Power of Money, its Determination and Relation to Credit, Interest and Crises* (Vol. 1). Indiana: Liberty Fund.

- Friedman, M. (1956). *Studies in the Quantity Theory of Money*. Chicago:University of Chicago Press.
- Gong, G., Li, L. Y., Wang, J. J., & Wan, J. J. (2011). Serial Correlation in Management Earnings Forecast Errors. *Source Journal of Accounting Research Journal of Accounting Research*, 49(3), 677–720.
- Granger, C. W. J., & Newbold, P. (1979). Spurious Regressions in Econometrics. *Journal of Econometrics* 2, 2, 111–120.
- Gujarati, D. N. (2004). *Basic Econometric*. McGraw-Hill. New York.
- Hall, A. (1994). Testing for a Unit Root in Time Series with Pretest Data-Based Model Selection. *Journal of Business & Economic Statistics*, 12(4), 461–470.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time Series Analysis. Book* (Vol. 39). New Jersey: Princeton University Press.
- Hamilton, J. P., Chen, G., Thomason, M. E., Schwartz, M. E., & Gotlib, I. H. (2011). Investigating neural primacy in Major Depressive Disorder: multivariate Granger causality analysis of Investigating Neural Primacy in Major Depressive Disorder: Multivariate Granger Causality Analysis of Resting-State fMRI Time-Series Dataesting-state fM. *Molecular Psychiatry*, 16(7), 763.
- Hansen, H., ve Juselius, K. (1995). *CATS in RATS: Cointegration analysis of time series*. Estima.
- Harvey, D. I., & Leybourne, S. J. (2007). Testing for Time Series Linearity. *Econometrics Journal*, 10(1), 149–165.
- Harvey, D. I., Leybourne, S. J., & Xiao, B. (2008). A Powerful Test for Linearity When the Order of Integration is Unknown. *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, 12(3).
- İçen, H. (2018). Doğrusal Olmayan ARDL Yaklaşımı ile Eşbütünleşme ve Bir Uygulama. Yüksek Lisans Tezi, Çukurova Üniversitesi, Adana.
- Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12(2–3), 231–254.
- Johansen, S. (1995). *Likelihood-Based Inference in Cointegrated Vector Autoregressive Models*. New York: Oxford University Press
- Kapetanios, G., Shin, Y., & Snell, A. (2003). Testing For A Unit Root in the Nonlinear STAR Framework. *Journal of Econometrics*, 112(2), 359–379.
- Kara, A. H. (2012). Küresel Kriz Sonrası Para Politikası. *İktisat İşletme ve Finans*, 27(315), 1–25.

- Kara, A. H. (2015). Faiz Koridoru ve Para Politikası Duruşu. *TCMB Ekonomi Notları*, (13), 1–12.
- Kara, A. H., & Orak, M. (2008). Enflasyon Hedeflemesi. In *Ekonomik Tartışmalar Konferansı* (pp. 1–69). İstanbul.
- Karras, G., & Stokes, H. H. (1999). Why Are the Effects of Money-Supply Shocks Asymmetric? Evidence from Prices, Consumption, and Investment. *Journal of Macroeconomics*, 21(4), 713–727.
- Keenan, D. M. (1985). A Tukey Nonadditivity-Type Test for Time Series Nonlinearity. *Biometrika*, 72(1), 39–44.
- Kesriyeli, M., & Yalçın, C. (1998). Taylor Kuralı ve Türkiye Uygulaması Üzerine Bir Not. *TCMB Araştırma Genel Müdürlüğü*, (9802).
- Kirschgässner, G., & Wolters, J. (2007). *Introduction to Modern Time Series Analysis*. Springer Verlag. Berlin: Springer.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P., & Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of A Unit Root. *Journal of Econometrics*, 54(1–3), 159–178.
- Lebe, F., & Bayat, T. (2011). Taylor Kuralı: Türkiye için Bir Vektör Otoregresif Model Analizi. *Ege Akademik Bakış Dergisi*, 11, 95–112.
- Lopcu, K. (2014). Taylor Rule in an Open Economy: Has the Conduct of Monetary Policy Changed in Turkey? In *International Conference on Eurasian Economies* (pp. 1–8).
- Luukkonen, R., Saikkonen, P., & Teräsvirta, T. (1988). Testing Linearity Against Smooth Transition Autoregressive. *Biometrika*, 75(3), 491–499.
- MacKinnon, J. G. (2010). *Critical Values for Cointegration Tests*. (No. 1227). Queen's Economics Department Working Paper
- Maddala, G. ., & Kim, I.-M. (1998). *Unit Roots, Cointegration, and Structural Change*. New York: Cambridge University Press.
- McLeod, A. I., & Li, W. K. (1983). Diagnostic Checking Arma Time Series Models Using Squared-Residual Autocorrelations. *Journal of Time Series Analysis*.
- Mishkin, F. (2012). *Macroeconomics Policy and Practice*. USA: Pearson Education.
- Mishkin, F. (2013). *The Economics of Money, Banking and Financial Markets* (Tenth Edit). New Jersey: Pearson Education.

- Mugla, B. S., & Suslu, B. (2010). Türkiye’de Zaman Tutarsızlığının ARDL Yöntemi ile İncelenmesi Türkiye’de Zaman Tutarsızlığının ARDL Yöntemi ile İncelenmesi. *BDDK Bankacılık ve Finansal Piyasalar*, 4(2), 85–110.
- Nkoro, E., & Uko, A. K. (2016). Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Cointegration Technique: Application And Interpretation. *Journal of Statistical and Econometric Methods*, 5(4), 63–91.
- Ongan, T. H. (2004). Enflasyon Hedeflemesi ve Taylor Kuralı: Türkiye Örneği. *Maliye Araştırma Merkezi Konferansları*, 45, 1–12.
- Öztürkler, H., Demir, F., & Yılmaz, S. S. (2015). Crude Oil Price Pass-Through to Domestic Prices in Turkey: Asymmetric Nonlinear ARDL Approach. In *EY International Congress on Economics II (EYC2015)*, (256), 1–14.
- Parasız, İ. (2011). Keynesyen ve Keynes Sonrası Makro Ekonomi, *Ezgi Kitabevi*, 1. Baskı, Bursa.
- Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. (2001). Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships. *Journal of Applied Econometrics*, 16(3), 289–326.
- Philips, P. C. B., & Perron, P. (1988). Testing for a Unit Root in Time Series Regression. *Biometrika*, 75(2), 335–346.
- Ramsey, J. B. (1969). Tests for Specification Errors in Classical Linear Least-Squares Regression Analysis. *Journal of the Royal Statistical Society*, 31(2), 350–371.
- Rushdi, M., Kim, J. H., & Silvapulle, P. (2012). ARDL Bounds Tests And Robust Inference for the Long Run Relationship Between Real Stock Returns and Inflation in Australia. *Economic Modelling*, 29(3), 535–543.
- Savaş, V. F. (2008). Politik İktisat, *Beta Yayınları*, 8. Baskı, İstanbul.
- Schorderet, Y. (2003). Asymmetric Cointegration Yann Schorderet et sociales Université de Genève. *Cahiers Du Département D ’ Économétrie Faculté Des Sciences Économiques*, (April).
- Sevüktekin, M., & Çınar, M. (2014). Ekonometrik Zaman Serileri Analizi, *Dora Yayıncılık*, 4. Baskı, Bursa.
- Shin, Y., Yu, B., ve Greenwood-Nimmo, M. (2014). Modelling Asymmetric Cointegration and Dynamic Multipliers in a Nonlinear ARDL Framework. In *Festschrift in Honor of Peter Schmidt* (pp. 281–314). Springer
- Stock, B. Y. J. H., & Watson, M. W. (1993). A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems. *Econometrica*, 61(4), 783–820.

- Sürmeli, O. (2014). *Merkez Bankası Faiz Kuralı Çerçevesince Taylor Kuralının İncelenmesi*. Anadolu Üniversitesi.
- Taylor, J. B. (1993). Discretion Practice Versus Policy Rules in Practice. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 39, 195–214.
- Teräsvirta, T. (1994). Specification, Estimation, and Evaluation of Smooth Transition Autoregressive Models. *Journal of the American Statistical Association*, 89(425), 208–218.
- Thompson, K., Van Eyden, R., & Gupta, R. (2015). Testing the out-of-sample forecasting ability of a financial conditions index for South Africa. *Emerging Markets Finance and Trade*, 51(3), 486-501.
- Tinbergen, J. (1949). Long-term foreign trade elasticities. *Metroeconomica*, 1(3), 174-185.
- Tong, H. (1978). On a Threshold Model. *Sijthoff & Noordhoff*.
- Tıraş, M. F. (2016). Bootstrapping Methods and Applications on Turkish Macroeconomic Variables. Doktora Tezi, Çukurova Üniversitesi, Adana.
- Tsay, R. S. (1986). Nonlinearity Tests for Time Series. *Biometrika*, 73(2), 461–466.
- Tsay, R. S. (2005). *Analysis of Financial Time Series* (Third Edit). New Jersey: John Wiley & Sons.
- Woodford, M. (2001). The Taylor Rule and Optimal Monetary Policy. *The American Economic Review*, 91(2), 232–237.
- Yiğit, N. (2009). *Türkiye’de ve Yükselen Ekonomilerde Para Politikası Uygulamaları ve Enflasyon Hedeflemesi*. Maliye Bakanlığı.