

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

YÜKSEK LİSANS TEZİ

TÜRKİYE'DE HİSSE SENEDİ PİYASASINI
ETKİLEYEN MAKROEKONOMİK
FAKTÖRLERİN ANALİZİ

MERVE PERÇİN

2501170180

TEZ DANIŞMANI

PROF. DR. VEDAT SARIKOVANLIK

İSTANBUL – 2019



T.C.
İSTANBUL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ



YÜKSEK LİSANS
TEZ ONAYI

ÖĞRENCİNİN;

Adı ve Soyadı : MERVE PERÇİN Numarası : 2501170180
Anabilim Dalı /
Anasanat Dalı / Programı : İŞLETME/FİNANS Danışmanı : PROF. DR. VEDAT SARIKOVANLIK
Tez Savunma Tarihi : 22.08.2019 Saati : 11:00
Tez Başlığı
" TÜRKİYE'DE HİSSE SENEDİ PİYASASINI ETKİLEYEN MAKROEKONOMİK
FAKTÖRLERİN ANALİZİ"

TEZ SAVUNMA SINAVI, İÜ Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin 36. Maddesi uyarınca yapılmış,
soruların sorularına alınan cevaplar sonunda adayın tezinin KABULÜNE OYBİRLİĞİ / ÇOKLUKLA karar verilmiştir.

| JÜRİ ÜYESİ | İMZA | KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTM) |
|---------------------------------|------|-------------------------------------|
| 1- PROF. DR. VEDAT SARIKOVANLIK | | Kabul |
| 2- PROF. DR. MURAT KIYILAR | | Kabul |
| 3- DOÇ. DR. GÜÇLÜ OKAY | | Kabul |

| YEDEK JÜRİ ÜYESİ | İMZA | KANAATI (KABUL / RED / DÜZELTME) |
|----------------------------------|------|-------------------------------------|
| 1- DOÇ. DR. SİBEL YILMAZ TÜRKMEN | | |
| 2- DR. ÖĞR. ÜYESİ EMİR OTLUOĞLU | | |

ÖZ

TÜRKİYE’DE HİSSE SENEDİ PİYASASINI ETKİLEYEN MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN ANALİZİ

MERVE PERÇİN

Sermaye piyasaları bir ekonominin gelişmesi için ihtiyaç duyduğu uzun vadeli borçlanmaya olanak sağlar. Ekonomiye işletme sermayesi sağlayarak; hem kamu sektörü, hem de özel sektördeki yatırımcıların orta ve uzun vadeli borçlanma gereksinimlerini karşılamaktadır. Bu gereksinimler para ve sermaye piyasalarında işlem gören özel sektör bono ve tahvilleri, hazine bonusu, devlet tahvilleri ve hisse senetleri vb. aracılığıyla fon fazlası olan ekonomik birimlerden fon açığı olan ekonomik birimlere aktarılmaktadır.

Sermaye piyasaları borsalar aracılığıyla faaliyet gösterir. Borsa; hisse senetlerinin, tahvillerin, menkul kıymetlerin ve borçlanma araçlarının alım satımını kolaylaştıran bir pazardır. Borsalar sadece piyasada halihazırda işlem gören menkul kıymetler ve hisse senetleri için değil, aynı zamanda yeni ihraç edilecek hisse senetleri ve menkul kıymetler için de bir pazar niteliği taşımaktadır. Sermaye piyasasının yeni sermaye arz ve talebini buluşturma işlevi borsalar aracılığıyla kolaylaşmaktadır.

Finans ve iktisat teorilerine göre, gelişmiş bir piyasa, ülkedeki makroekonomik değişkenlerin bir göstergesi niteliği taşımaktadır. Bu sebeple borsada meydana gelen volatilitelerin makroekonomik değişkenler ile olumlu veya olumsuz bir bağlantısının bulunması beklenmektedir. Söz konusu hipotezin test edilmesi çalışmamızın konusunu oluşturmaktadır. Çalışmada Borsa İstanbul endeksinin 2008-2017 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, borsaya ilişkin volatilité endeksi oluşturulmuş ve söz konusu volatilité endeksi ile ulusal ve uluslararası alanda seçilmiş bazı makroekonomik faktörlerin aralarındaki ilişki Vektör Otoregresyon (VAR) yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir.

Çalışmada; Türk lirası faiz oranlarını temsilen; 2 ve 5 yıllık devlet tahvil verimleri; Euro cinsinden faiz oranlarını temsilen Avrupa Merkez Bankası (AMB) tarafından yayınlanan 3, 5 ve 10 yıllık devlet tahvili verimleri ve son olarak da dolar

cinsinden faiz oranlarını temsilen FED tarafından yayınlanan 2, 5 ve 10 yıllık devlet tahvil verimleri kullanılmıştır. Çalışmada ulaşılan genel sonuç, hisse senedi piyasası volatilitesinin büyük ölçüde ulusal makroekonomik faktörlerden ziyade uluslararası makroekonomik faktörlerden etkilendiği şeklindedir. Buna göre; Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkenin sermaye piyasalarının uluslararası faktörlerin etkisine yoğun olarak maruz kaldığı söylenebilir.

Anahtar Kelimeler: Sermaye Piyasaları, BIST-100 Endeksi, Hisse Senedi Volatilitesi, Makroekonomik Faktörler, Vektör Otoregresyon.

ABSTRACT

ANALYSIS OF MACROECONOMIC FACTORS AFFECTING THE STOCK MARKET OF TURKEY

MERVE PERÇİN

Capital markets allow for the long-term borrowing that an economy needs to develop. By providing working capital to the economy, it meets the medium and long-term borrowing requirements of both public and private investors. These requirements include private sector bills and bonds, treasury bills, government bonds and stocks, traded in money and capital markets and they are transferred from economic units with surplus funds to economic units with deficit.

Capital markets operate through stock exchanges. Exchange; is a market that facilitates the purchase and sale of stocks, bonds, securities and debt instruments. The stock markets are not only for the securities and stocks currently traded in the market, but also for the newly issued stocks and securities. The function of the capital market to meet the new capital supply and demand is facilitated through stock exchanges.

According to financial and economic theories, an advanced market is an indicator of macroeconomic variables in the country. For this reason, volatilities occurring in the stock exchange are expected to have a positive or negative connection with macroeconomic variables. Testing this hypothesis is the subject of our study. In this study, the volatility index of the stock market was formed by using monthly data of BIST-100 index for 2008-2017 period and the relationship between the volatility index and the selected macroeconomic factors in national and international area was analyzed by Vector Autoregression (VAR) method.

In this study; for representing Turkish lira interest rates; 2 and 5-year government bond yields; 3-year, 5-year and 10-year government bond yields issued by the European Central Bank (ECB) were used to represent interest rates in Euro, and 2-year, 5-year and 10-year government bond yields issued by the FED were used to represent interest rates in dollars. The general conclusion reached in this study is that

stock market volatility is mostly influenced by international macroeconomic factors rather than national macroeconomic factors. According to this; capital markets of emerging markets such as Turkey, are exposed to the intensive impact of international factors.

Keywords: Capital Markets, BIST-100 Index, Stock Volatility, Macroeconomic Factors, Vector Autoregression.

ÖNSÖZ

Türkiye gibi gelişmekte olan ülke ekonomileri için sermaye piyasaları ve yabancı yatırımların önemi yadsınamaz bir gerçektir. Özellikle hisse senedi piyasasında yatırımcıları olumsuz etkileyen yüksek volatilitenin nedenlerinin araştırılması bu çalışmanın konusunu oluşturmaktadır.

Bu çalışmanın konusunun belirlenmesinde ve hazırlanma sürecinin her aşamasında değerli bilgilerini ve zamanını benden esirgemeyerek her fırsatta çalışmamla yakından ilgilenen, eleştirileriyle yol gösteren danışman hocam Sayın Prof. Dr. Vedat Sarıkovanlık'a ve öğrencisi olmaktan şeref ve mutluluk duyduğum Sayın Prof. Dr. Belkıs Seval'e teşekkürlerimi sunmak isterim.

Yüksek lisans eğitimim boyunca, 2210/A Genel Yurtdışı Yüksek Lisans Bursu aracılığıyla bana destek olan Türkiye Bilimsel ve Teknolojik Araştırma Kurumuna'da teşekkürlerimi sunmak isterim.

Ayrıca çalışmamın hazırlık aşamasından son aşamasına kadar yardım, bilgi ve desteğini benden esirgemeyen, değerli çalışma arkadaşlarım Dr. Ahmet Zelka, Dr. Semra Taşpunar Altuntaş ve Abdullah Bayram'a saygı ve sevgilerimi iletmek isterim.

Son olarak, hayatımın her alanında, önüme çıkan her zorlukta yanımda olan, bana inanan ve koşulsuz destek veren başta annem ve babam olmak üzere, eşim, kardeşim ve canım oğluma şükran ve minnetlerimi sunarım. Tez çalışmamı, hayatın bana verdiği en güzel hediye olan canım oğlum Cihan Perçin'e ithaf ediyorum.

İstanbul, Haziran 2019

Merve Perçin

İÇİNDEKİLER

| | |
|--------------------------|------|
| ÖZ..... | iii |
| ABSTRACT | v |
| ÖNSÖZ..... | vii |
| İÇİNDEKİLER | viii |
| TABLolar LİSTESİ..... | x |
| ŞEKİLLER LİSTESİ..... | xii |
| KISALTMALAR LİSTESİ..... | xiii |
| GİRİŞ | 1 |

BİRİNCİ BÖLÜM

HİSSE SENEDİ PİYASASI VOLATİLİTESİ VE MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN VOLATİLİTE ÜZERİNDEKİ OLASI ETKİLERİ

| | |
|---|----|
| 1.1. Finans Teorisi Açısından Para Arzı İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki | 6 |
| 1.2. Döviz Kuru İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki | 8 |
| 1.3. Faiz Oranları İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki..... | 10 |

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR TARAMASI

| | |
|---|----|
| 2.1. Hisse Senedi Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar | 13 |
| 2.1.1. Gelişmiş Ülkeler için Yapılmış Çalışmalar..... | 13 |
| 2.1.2. Gelişmekte Olan Ülkeler için Yapılmış Çalışmalar..... | 21 |
| 2.1.3. Türkiye Hisse Senedi Piyasası için Yapılmış Çalışmalar | 28 |

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

| | |
|------------------------------------|----|
| 3.1. Borsa İstanbul Hakkında | 36 |
| 3.1.1. Tarihi ve Gelişimi | 36 |
| 3.1.2. Finansal Bilgiler | 37 |

| | |
|---|------------|
| 3.2. Çalışmada Kullanılan Değişkenlere İlişkin Temel İstatistikî Özellikler..... | 47 |
| 3.3. Çalışmada Kullanılan Değişkenlere İlişkin Durağanlık Analizi..... | 49 |
| 3.3.1. Değişkenlerin Orjinal Seviyesinde Genişletilmiş Dickey Fuller Testi | 49 |
| 3.3.2. Birinci Farkları Alınan Değişkenler için Genişletilmiş Dickey Fuller Testi | 78 |
| 3.4. Çalışmada Kullanılan Değişkenler için İkili İlişki Analizi ve Korelasyon Testi Sonuçları..... | 107 |
| 3.5. Çalışmada Kullanılan Değişkenler için Çoklu İlişki Analizi | 109 |
| 3.5.1. BİST100 Endeksi için Oluşturulan Schwert Volatilite Endeksi | 109 |
| 3.5.2. Vektör Otoregresyon (Var) Analizi | 110 |
| 3.5.3. Vektör Otoregresyon (Var) Analizi Sonuçları | 112 |
| SONUÇ..... | 119 |
| KAYNAKÇA..... | 123 |

TABLolar LİSTESİ

| | | |
|-----------------|--|----|
| Tablo 1 | : Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında Dağılımı..... | 38 |
| Tablo 2 | : Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında Halka Açıklık Oranları..... | 38 |
| Tablo 3 | : Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında Piyasa Değerleri (2016-2018)..... | 39 |
| Tablo 4 | : Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında İşlem Hacimleri..... | 40 |
| Tablo 5 | : Borsa İstanbul'da Yabancı Giriş ve Çıkışları (Net)..... | 41 |
| Tablo 6 | : Borsa İstanbul'da Uyruk Bazında İşlem Hacminin Dağılımı..... | 42 |
| Tablo 7 | : Borsa İstanbul'da Endeks ve Uyruk Bazında Portföy Değerleri (Milyar TL)..... | 45 |
| Tablo 8 | : Borsa İstanbul'da Yabancı Yatırımcıların Portföy Değeri ve Yatırımcı Sayısı Sıralaması..... | 45 |
| Tablo 9 | : Analizde Kullanılan Değişkenlere İlişkin Betimleyici İstatistikler..... | 46 |
| Tablo 10 | : BİST100 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları | 50 |
| Tablo 11 | : TR2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 52 |
| Tablo 12 | : TR5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 55 |
| Tablo 13 | : AB3 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 57 |
| Tablo 14 | : AB5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 60 |
| Tablo 15 | : AB10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 62 |
| Tablo 16 | : ABD2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 65 |
| Tablo 17 | : ABD5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 67 |
| Tablo 18 | : ABD10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 70 |
| Tablo 19 | : SEPETKUR Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 72 |
| Tablo 20 | : SEPETKUR Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 75 |
| Tablo 21 | : DBİST100 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 78 |
| Tablo 22 | : DTR2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 80 |
| Tablo 23 | : DTR5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 83 |
| Tablo 24 | : DAB3 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 85 |
| Tablo 25 | : DAB5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 88 |
| Tablo 26 | : DAB10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 90 |
| Tablo 27 | : DABD2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 93 |
| Tablo 28 | : DABD5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 95 |

| | |
|--|-----|
| Tablo 29 : DABD10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 98 |
| Tablo 30 : DSEPETKUR Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 100 |
| Tablo 31 : DM2Y Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları..... | 103 |
| Tablo 32 : Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin İkili Korelasyonları ve Korelasyon Testi Sonuçları..... | 107 |
| Tablo 33 : Gecikme Uzunluğu Sonuçları..... | 111 |
| Tablo 34 : Blok Dışsallık Wald Testi..... | 112 |
| Tablo 35 : Blok Dışsallık Wald Testi-2..... | 113 |
| Tablo 36 : Varyans Ayırıştırma Analizi Sonuçları..... | 115 |
| Tablo 37 : Granger Nedensellik Testi Sonuçları..... | 116 |

ŞEKİLLER LİSTESİ

| | |
|--|-----|
| Şekil 1: Borsa İstanbul Endeks Değerleri, Ocak 2008 - Haziran 2019..... | 37 |
| Şekil 2: Borsa İstanbul Tüm İşlem Hacminde Yabancı Payı (2017-2018)..... | 42 |
| Şekil 3: Borsa İstanbul'da Uyruk Bazında Yatırımcı Sayıları (2018)..... | 43 |
| Şekil 4: Borsa İstanbul'da Uyruk Bazında Yatırımcıların Piyasa Değeri..... | 43 |
| Şekil 5: Borsa İstanbul'da Yerli Yatırımcı Tipleri..... | 44 |
| Şekil 6: Borsa İstanbul'da Yerli Yatırımcı Tipleri..... | 44 |
| Şekil 7: Etki Tepki Fonksiyonları Grafikleri..... | 113 |

KISALTMALAR LİSTESİ

| | |
|------------------|--|
| AB3 | : Avrupa Birliđi'ne üye tüm ülkeler için geçerli 3 yıllık tahvil faizi oranı |
| AB5 | : Avrupa Birliđi'ne üye tüm ülkeler için geçerli 5 yıllık tahvil faizi oranı |
| AB10 | : Avrupa Birliđi'ne üye tüm ülkeler için geçerli 10 yıllık tahvil faizi oranı |
| ABD 2 | : ABD tarafından ihraç edilen 2 yıllık devlet tahvili faizi |
| ABD5 | : ABD tarafından ihraç edilen 5 yıllık devlet tahvili faizi |
| ABD 10 | : ABD tarafından ihraç edilen 10 yıllık devlet tahvili faizi |
| ABD | : Amerika Birleşik devletleri |
| ADF | : Augmented Dickey-Fuller |
| AMB | : Avrupa Merkez Bankası |
| BIST | : Borsa İstanbul |
| DBIST100 | : Aylık BIST100 endeksinin birinci farkı |
| DAB3 | : Avrupa Birliđi'ne üye tüm ülkeler için geçerli 3 yıllık tahvil faizi oranının ilk farkı |
| DAB5 | : Avrupa Birliđi'ne üye tüm ülkeler için geçerli 5 yıllık tahvil faiz oranının ilk farkı |
| DAB10 | : Avrupa Birliđi'ne üye tüm ülkeler için geçerli 10 yıllık tahvil faizi oranının ilk farkı |
| DABD 2 | : ABD için 2 yıllık tahvil faizinin birinci farkı |
| DABD 5 | : ABD için 5 yıllık tahvil faizinin birinci farkı |
| DABD 10 | : ABD için 10 yıllık tahvil faizinin birinci farkı |
| DM2Y | : Merkez Bankası parası deđişkeninin birinci farkı |
| DTR2 | : Türkiye 2 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarının birinci farkı |
| DTR5 | : Türkiye 5 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarının birinci farkı |
| DSEPETKUR | : SEPETKUR deđişkeninin birinci farkı |
| FED | : Federal Reserve |
| GSYİH | : Gayrisafi Yurt İçi Hasıla |
| BIST-100 | : Borsa İstanbul 100 Endeksi |
| GLS | : En Küçük Kareler Yöntemi |

| | |
|-----------------|--|
| IMF | : International Monetary Fund |
| KMKTP | : Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasası |
| M2Y | : Merkez Bankası parası, genişletilmiş para arzı |
| SEPETKUR | : TCMB'den alınan Dolar ve Euro satış kurları eşit miktarda ağırlıklandırılmıştır. |
| SPK | : Sermaye Piyasası Kurulu |
| TCMB | : Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası |
| TR2 | : Türkiye tarafından ihraç edilen 2 yıl vadeli devlet tahvili faizi |
| TR5 | : Türkiye devleti tarafından ihraç edilen 5 yıl vadeli devlet tahvili faizi |
| TÜİK | : Türkiye İstatistik Kurumu |
| VAR | : Vektör Otoregresyon Analizi |
| VIOP | : Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası |



GİRİŞ

Sermaye piyasaları bir ekonominin gelişmesi için ihtiyaç duyduğu uzun vadeli borçlanmaya olanak sağlar. Ekonomiye işletme sermayesi sağlayarak, hem kamu sektörü hem de özel sektördeki yatırımcıların orta ve uzun vadeli borçlanma gereksinimlerini karşılamaktadır. Bu gereksinimler para ve sermaye piyasalarında işlem gören özel sektör bono ve tahvilleri, hazine bonosu, devlet tahvilleri ve hisse senetleri vb. aracılığıyla fon fazlası olan ekonomik birimlerden fon açığı olan ekonomik birimlere aktarılmaktadır.

Sermaye piyasasına aktarılan fonlar, fon fazlası olan bireysel yatırımcılar, ticari bankalar, katılım bankaları, kamu kuruluşları ve banka harici diğer finansal kurumlar (sigorta şirketleri, yatırım ortaklıkları, leasing şirketleri vb.) tarafından sağlanır. Ayrıca söz konusu finansal kurumlar dışında piyasaya fon sağlamayan; fakat şirketlerin piyasaya sunduğu borçlanma araçlarını denetleyerek, düzenleyerek piyasadaki fon akışının devam etmesini sağlayan yatırım bankaları gibi finansal kurumlar da sistem açısından oldukça önem arz etmektedir.

Bir ekonominin gelişebilmesi ve gelişimine devam edebilmesi için güçlü bir sermaye piyasasına ihtiyaç vardır. Sermaye piyasasının ekonomideki işlevlerini şu şekilde özetleyebiliriz:

1. Kısa vadeli, düşük tutardaki fonların daha uzun vadeli ve yüksek tutarlı fonlara dönüşümünü sağlar. Fon fazlası olanlar ile fon ihtiyacı olanlar sermaye piyasasında bir araya gelir. Ayrıca ekonomilerin gelişmesi ile birlikte tasarruf oranlarındaki artış sonucunda, söz konusu fonların yöneleceği bir alan olarak sermaye piyasası önemli bir rol üstlenmektedir.
2. Gelişen ve özellikle gelişmekte olan ülkelerde ekonomik kalkınmanın sağlanabilmesi için, piyasada mevcut olan kaynakların en etkili ve verimli kanallara yönlendirilmesi çok önem arz etmektedir. Sermaye piyasasında faaliyet gösteren çeşitli kurumlar, fonların akışına miktar ve niteliksel olarak

yön vermekte ve kaynakların en verimli ve etkili kanallara tahsisini sağlamaktadır. Bunu finansal varlıkları, üretken fiziksel varlıklara dönüştürerek yaparlar. Bu bağlamda sermaye piyasası, fon fazlası olanlardan sağlanan fonların herhangi bir kesintiye uğramadan ekonomide kalkınmayı sağlayacak yatırımlar için kullanılması ve sonuç olarak milli gelir artışı, istihdam seviyesinde artış gibi faydalar sağlayarak ülke menfaatlerinin korunması amacına da hizmet etmektedir. Sermaye piyasası bu sayede ekonomik büyümeyi teşvik eder.

3. Sermaye piyasaları hem fon fazlası olanların hem de fon ihtiyacı olanların istek ve ihtiyaçlarını göz önünde bulundurarak, ekonomide tasarruf oranlarının artması için yarar sağlamaktadır. Sermaye piyasalarında likidite, risk, vade, getiri oranları ve vergisel açıdan pek çok farklı yatırım aracı bulunmaktadır. Bu sayede fon fazlası olanlar ve fon ihtiyacı olanlar söz konusu yatırım araçları içerisinde kendilerine en uygun olanı seçme özgürlüğüne sahiptirler.
4. Sermaye piyasaları sadece ticari anlamda yatırım harcamalarının değil, bireysel tüketimin devam etmesi ve artması konusunda da önemli bir işleve sahiptir. Türkiye gibi yurtdışından sermaye ihtiyacının büyük bir bölümünü karşılayan gelişmekte olan ülkeler için, hanehalkı tüketim harcamaları kalemi milli gelir içerisinde oransal olarak önemli bir yere sahiptir. Türkiye’de yerleşik hanehalkı ve hanehalkına hizmet eden kar amacı olmayan kuruluşların nihai tüketim harcaması kalemi, 2017 yılında gayri safi yurtiçi hasılanın %60’ını oluşturmaktadır.¹ Ekonomide çarkların dönebilmemesi, hanehalkı tüketiminin yeterli düzeyde olması ve söz konusu tüketimin devam gücüyle oldukça yakından ilişkilidir. Bu aşamada sermaye piyasaları sadece kurumsal yatırımcıların değil, bireysel tüketicilerin de fon ihtiyaçlarını karşılamak suretiyle katkı sağlamaktadır.
5. Gelişmiş bir sermaye piyasası, alanında uzmanlaşmış bankaları ve banka harici kurumları bünyesinde toplar. Bu kurumlar aracılığıyla menkul kıymetlerin ve

¹ www.tuik.gov.tr

hisse senetlerinin fiyatlarında istikrar sağlanmasına, fon ihtiyacı olanların makul faiz oranlarında fon bulmasına ve spekülâtif faaliyetlerin de en aza indirilmesine yardımcı olur.

Sermaye piyasaları borsalar aracılığıyla faaliyet gösterir. Borsa; hisse senetlerinin, tahvillerin, menkul kıymetlerin ve borçlanma araçlarının alım satımını kolaylaştıran bir pazardır. Borsalar sadece piyasada halihazırda işlem gören menkul kıymetler ve hisse senetleri için değil, aynı zamanda yeni ihraç edilecek hisse senetleri ve menkul kıymetler için de bir pazar niteliği taşımaktadır. Sermaye piyasasının yeni sermaye arz ve talebini buluşturma işlevi borsalar aracılığıyla kolaylaşmaktadır.

Türkiye’de borsa 1985 yılında ilk olarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası adıyla kurulmuş ve 2013'te "Borsa İstanbul" (BIST) olarak adı değiştirilmiştir. Borsa İstanbul, sermaye piyasasında faaliyet gösteren Türk ve yabancı kaynaklı bankalara, aracı kurumlara saklama ile takas hizmeti vermektedir. Borsa İstanbul tarafından yayınlanan faaliyet raporuna göre 2017 yılında 399 şirketin işlem gördüğü, piyasa değerinin 880 milyar TL seviyesine ulaştığı Borsa İstanbul, %187 pay devir hızı ile dünyada likiditesi en yüksek işlem platformları arasında yer almaktadır. Borsa İstanbul’un piyasalarında gerçekleşen toplam işlem hacmi, 2017 yılında 6.967 milyar TL olarak gerçekleşmiştir. İşlem hacminin %66’sının Borçlanma Araçları Piyasası, %21’inin Pay Piyasası, %12’sinin Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası (VİOP) ve %1’inin ise Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasası’ndan (KMKTP) oluştuğu belirtilmiştir.²

Türkiye’de sermaye piyasasının, kurulduğu tarihten bu yana borsa aracılığıyla gelişmesi ve derinleşmesi hedeflenmektedir. Fakat Türkiye’de borsanın, ülkenin makroekonomik büyüklüğüyle uyumlu olarak gelişemediği gözlemlenmektedir. Borsanın yeterli derinliğe sahip olmadığını gösteren en önemli gösterge, yeterli sayıda yatırımcının borsada işlem yapmaması ve piyasa işlem hacminin diğer gelişmekte olan ülke borsalarına kıyasla daha düşük seviyede kalmasıdır. Özellikle mali liberalizasyonla birlikte ülke ekonomisinin uluslararası makroekonomik ve siyasal faktörlerde yaşanan değişimlere karşı daha kırılğan olması, borsada ve piyasalarda

² Borsa İstanbul 2017 Entegre Faaliyet Raporu

volatilitiyi de beraberinde getirmektedir. Bu durum hem yerli hem de yabancı yatırımcının piyasaya yatırım yapmasını engellerken, var olan yatırımların da piyasadan çekilmesine ve daha stabil olan pazarlara kaymasına sebep olmaktadır.

Finans ve iktisat teorilerine göre, gelişmiş bir piyasa, ülkedeki makroekonomik değişkenlerin bir göstergesi niteliği taşımaktadır. Bu sebeple borsada meydana gelen volatilitelerin makroekonomik değişkenler ile olumlu veya olumsuz bir bağlantısının bulunması beklenmektedir. Söz konusu hipotezin test edilmesi çalışmamızın konusunu oluşturmaktadır. Çalışmada Borsa İstanbul endeksinin 2008-2017 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, borsaya ilişkin volatilité endeksi oluşturulmuş ve söz konusu volatilité endeksi ile ulusal ve uluslararası alanda seçilmiş bazı makroekonomik faktörlerin aralarındaki ilişki Vektör Otoregresyon (VAR) yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir.



BİRİNCİ BÖLÜM

HİSSE SENEDİ PİYASASI VOLATİLİTESİ VE MAKROEKONOMİK FAKTÖRLERİN VOLATİLİTE ÜZERİNDEKİ OLASI ETKİLERİ

Hisse senedi piyasasındaki volatilitenin nedenlerinin anlaşılabilmesi, sermaye piyasaları ve şirketlerin kurumsal finansmanı açısından oldukça önem taşımaktadır. Çünkü; hisse senedi piyasasındaki volatiliteler ülkede genel manada sermaye maliyetlerinde artış, yatırım oranlarında düşüş ve kaynakların verimsiz kullanımı gibi tüm ekonomiyi olumsuz etkileyecek sonuçlar doğurabilmektedir. Bir ülkenin hisse senedi piyasasının yapısı, o ülkenin ekonomik anlamda gelişmişlik düzeyiyle oldukça ilintilidir. Bu sebeple hisse senedi piyasasının volatilitesi ve bununla alakalı olabilecek çeşitli makroekonomik faktörlerin analizi pek çok çalışmaya konu olmuştur.

Finans teorisine göre, hisse senedi fiyatları içinde bulunduğu ülkenin makroekonomik göstergeleriyle yakından ilgilidir. Öyle ki, en temelde indirgenmiş nakit akışları yaklaşımına göre, bir hissenin fiyatı söz konusu hissenin gelecekte elde etmesi beklenen nakit akışlarının toplamının bugünkü değerinden ibarettir. Hissenin gelecekte sağlayacağı nakit akışlarının da hisse sahibi şirketin faaliyet gösterdiği ekonomiden bağımsız olması beklenemez. Bu nedenle finans teorisinde, hisse senedi fiyatları ile makroekonomik faktörler arasında bir ilişki olduğu (pozitif veya negatif) varsayılmaktadır. Bu bağlamda, hisse senedi piyasası volatilitesiyle makroekonomik faktörlerin volatiliteleri arasında da bir ilişki olması beklenebilir. Söz konusu volatilitenin tahmin edilebilmesi hem bireysel hem de kurumsal yatırımcı açısından oldukça önemlidir. Eğer makroekonomik faktörlerde yaşanan dalgalanmalar, hisse senedi piyasasının volatilitelerini tahmin edebilir nitelikte ise, yatırımcılar bu bilgileri kullanarak portföylerini istedikleri gibi şekillendirebilir, bu sayede risk ve getiri beklentilerini yönetebilirler. Hisse senedi piyasasındaki volatilitenin tahmin edilebilmesi diğer bir perspektiften bakıldığında politika yapıcılar için de oldukça önem arz etmektedir. Eğer hisse senedi piyasasındaki volatiliteler ile makroekonomik volatiliteler arasındaki nedensellik ilişkisi, hisse senedi piyasasından makroekonomik faktörlere doğru ise; politika yapıcılar gelecekteki makroekonomik volatiliteleri tahmin

etmek için hisse senedi piyasasına ilişkin güncel bilgilerden yararlanabilirler. Eğer söz konusu ilişki ters yönde ise, makroekonomik faktörlerde meydana gelen volatiliteler hisse senedi piyasasında volatilitelere sebep oluyor anlamına gelmektedir. Bu durumda bireysel ve kurumsal yatırımcılar bu bilgiden faydalanarak portföylerini oluşturabilirler.

Çalışmada finans teorisinde ortaya konulan hisse senedi piyasası ile makroekonomik faktörler arasındaki ilişki, hem ulusal hem de uluslararası düzeyde test edilmiştir. Literatürde yer alan hisse senedi piyasası volatilitelerine ilişkin çalışmaların birçoğunda sadece test edilen piyasanın içinde bulunduğu ekonomiye özgü makroekonomik faktörlerin (enflasyon, sanayi üretim endeksi, gayrisafi yurtiçi hasıla vb.) analize dahil edildiği görülmüştür. Bu çalışmanın amacı, Türkiye gibi gelişmekte olan ve uluslararası sermaye piyasalarında önemli bir yatırım merkezi olarak görülen bir pazarın, hisse senedi piyasasında yaşanan volatilitenin kaynağının ulusal ve uluslararası düzeyde araştırılması ve analiz edilmesidir. Bu amaçla, Türkiye'nin hisse senedi piyasasını temsilen BIST100 endeksi seçilmiş ve BIST100 endeksinde gözlemlenen volatiliteler ile ulusal para arzı (M2Y), döviz kuru, farklı (2 ve 5) vadelerdeki Türkiye devlet tahvili faiz oranları, farklı (3, 5 ve 10) vadelerdeki Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için devlet tahvili faiz oranları ve farklı (2, 5 ve 10) vadelerdeki Amerika Birleşik Devletleri devlet tahvili faiz oranları arasındaki ilişkiler analize konu edilmiştir.

1.1. Finans Teorisi Açısından Para Arzı İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki

Hisse senedi piyasalarının ulusal ve uluslararası alanda iyi ya da kötü olarak yorumlanabilecek tüm gelişmelere karşı hassas olduğu bilinmektedir. Buna göre, yatırımcının bugün ve gelecekte yatırım yapma kararını etkileyecek herhangi bir etken, hisse senedi fiyatlarını da doğrudan etkilemektedir. Yatırımcıların rasyonel olduğu varsayımı altında, makroekonomik verilerde yaşanan değişiklikler (faiz oranları, enflasyon oranı, döviz kuru, para arzı vb.), politik faktörler, piyasanın yapısı, hisse

senedi piyasasında işlem gören şirketlerin yapmış oldukları açıklamalar vb. pek çok değişkenin yatırım kararlarının alınmasında etkili olduğu düşünülmektedir.

Hisse senedi piyasasını etkilediği düşünülen makroekonomik faktörlerden biri de ulusal para arzıdır. Para arzının kontrolü, ülkede para politikasına yön veren en önemli araçlardan biridir. Bu nedenle politika yapıcılar, söz konusu kontrol aracına yön verirken para arzında yaşanan değişikliklerin gerek sermaye piyasası gerekse reel ekonomik faaliyetler üzerindeki etkilerinin ne olacağını öngörmek istemektedirler. Bu nedenle çalışmada ulusal para arzı ile hisse senedi endeksi volatilitesi arasındaki ilişki incelenmiştir.

İktisadi açıdan bakıldığında para arzı ile hisse senedi piyasası arasındaki doğrusal ilişki paranın miktar teorisi (Brunner, 1961; Friedman, 1961; and Friedman and Schwartz, 1963) ile açıklanmıştır. Söz konusu teoriye göre, cari durumda para piyasasında her şey dengededir. Fakat para arzında yaşanacak bir değişim, parasal denge pozisyonunu değiştirir. Yatırımcı portföyündeki para ve diğer varlıklarla, bunun içinde hisse senetleri de bulunmaktadır, parasal denge pozisyonunu yeniden yakalamaya çalışmaktadır. Buna göre, para arzında yaşanacak bir artış genel anlamda varlık talebinde artışa sebep olacaktır. Bunun sonucunda hisse senedi piyasasında işlem gören varlıklara talep artacak ve hisse senedi fiyatları da yükselecektir.

Para arzındaki değişim ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişkiyi gösteren dolaylı etkiler de bulunmaktadır. Bu yaklaşıma göre, ulusal para arzındaki artış kısa vadede varlıklara olan talebi artıracak ve uzun vadede bu talep artışı ekonomideki genel fiyat seviyesindeki artışa (enflasyon) dönüşecektir. Enflasyonist etkilerin ekonomide nominal faiz oranları üzerinde pozitif bir etkisi bulunmaktadır. Genel ekonomik anlayışa göre, enflasyon artışı ile birlikte nominal faiz oranlarında da artış beklenmektedir. Fakat nominal faiz artışı yatırımcıların istediği düzeyde olmazsa, portföylerinde para taşımanın fırsat maliyeti artacaktır. Bu nedenle yatırımcıların para dışındaki diğer varlıklara, hisse senedi gibi, yönelmesi beklenebilir. Bu durumda hisse senedi fiyatları para arzındaki artışın yarattığı etkiden olumlu etkilenebilir. Fakat farklı bir açıdan bakıldığında, ülkedeki enflasyonist durum, yatırımcılar tarafından genel makroekonomik verilerde bozulma yaşanacağı beklentisini de oluşturabilir. Bu durumda hem yerli hem de yabancı yatırımcılar için söz konusu ülke cazip bir yatırım

merkezi olarak görülmeyebilir ve hisse senedi endeksinde sert düşüşler yaşanabilir. Bu açıdan bakıldığında da para arzında yaşanan artışın hisse senedi piyasası üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğu şeklinde yorumlanabilir.

Finans literatüründe önemli bir yeri olan Etkin Piyasa Hipotezi'nin de (Fama, 1970) makroekonomik faktörler ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiye dair önemli iddiaları bulunmaktadır. Özellikle yarı güçlü etkin olarak tanımlanan bir hisse senedi piyasasında kamuya açıklanan tüm makroekonomik veriler ile şirkete özgü finansal bilgilerin hisse senedi fiyatlarının gelecekteki seviyelerinin tahmini için kullanılmayacağı ifade edilir. Burada ima edilen kamuya açıklanan makroekonomik verilerin hisse senedi fiyatlarında uzun vadede bir değişime sebep olmayacağıdır. Bu teoriye göre, yarı güçlü etkin ve güçlü etkin olarak tanımlanan hisse senedi piyasalarında, makroekonomik verilerin kamuya açıklanmasıyla birlikte tüm bilgiler anında işlenir ve fiyatlara yansır. Bu nedenle makroekonomik bilgilerden yararlanarak piyasada normal üstü getiri elde etmek mümkün olmamaktadır.

Tüm bu bilgiler ışığında çalışmada para arzı ile hisse senedi endeksi volatilitesi arasındaki ilişki detaylı bir şekilde incelenmektedir. Para arzını temsil etmek üzere, Merkez Bankası parasının yanısıra ticari bankaların döviz tevdiat hesaplarının da dahil edildiği M2Y para arzı değişkeni olarak seçilmiştir.

1.2. Döviz Kuru İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki

Global sermaye piyasasında işlem gören tüm ekonomiler için döviz kuru önemli bir makroekonomik göstergedir. Özellikle Türkiye gibi gelişmekte olan ekonomilerde döviz kurunun zaman içerisinde dengeli bir seyir göstermesi, bir başka deyişle volatilitesinin düşük olması genel ekonomik işleyiş açısından olumlu kabul edilebilir. Bu nedenle döviz kuru ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkinin incelenmesi ekonomiler açısından önem arz etmektedir.

Finans literatüründe hisse senedi piyasası ile döviz kuru arasındaki ilişkiye dair kesin ve net bir görüş birliği bulunmamaktadır. Söz konusu ilişkiyi açıklayan iki farklı

teori bulunmaktadır. Bu teorilerden biri geleneksel yaklaşımdır. Geleneksel yaklaşım'a göre; nedensellik ilişkisi döviz kurundan hisse senedi piyasasına doğru gerçekleşmektedir. Döviz kurundaki değişimler hem ulusal hem de uluslararası platformda faaliyet gösteren şirketleri etkileyecektir. Uluslararası firmalar düşünüldüğünde; döviz kurundaki değişimler şirketin yurtdışındaki operasyonlarından elde ettiği gelirlerin ve/veya giderlerin yerel para cinsinden değerini etkileyecektir. Bu durum şirketin finansal raporlarına yansıtacak, ilan edilen kar veya zarar durumuna göre de şirketin hisse fiyatında değişikliğe sebep olacaktır. Yerel firmalar açısından ise; döviz kurundaki artışlar şirketin girdi maliyetlerini arttırabilir (ithal girdiler ile çalışıyor ise) veya ihracat yapan bir şirket ise, döviz kurundaki artış şirketin satış fiyatlarının uluslararası piyasada daha rekabetçi bir konuma gelmesine yardımcı olabilir. Bu durumda da şirketin satmış olduğu ürünlere olan talep (talep-fiyat ilişkisinin elastik olduğu varsayımı altında) artış gösterebilir. Döviz kurundaki artış, ihracat yapan şirketler için uluslararası piyasalarda göreceli olarak daha ucuz fiyat, daha fazla talep ve daha fazla satış geliri şeklinde sonuçlanabilir. Bu durumda şirketin hisse senedi fiyatları da olumlu etkilenebilir.

Hisse senedi piyasası ile döviz kuru arasındaki ilişkiyi açıklayan bir diğer teori ise, portföy dengesi yaklaşımıdır. Bu yaklaşıma göre, iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi hisse senedi fiyatlarından döviz kuruna doğrudur. Hisse senedi fiyatlarındaki değişimler ülkeye sermaye girişinin artmasına veya azalmasına sebep olmaktadır. Hisse senedi fiyatlarındaki artış, yabancı yatırımcıyı etkileyecek ve ülkeye yabancı sermaye girişinin artmasına neden olacaktır. Ekonomide yabancı sermayenin artışı ise, yerel paranın değerlenmesi ile sonuçlanacaktır. Hisse senedi fiyatlarındaki düşüş ise, yerel yatırımcıların genel varlık seviyesinde düşüşe sebep olacağından piyasada tüm varlıklara olan talep azalır, faiz oranları düşer. Uluslararası yatırımcılar açısından ise; hisse senedi fiyatlarındaki düşüş yatırımcıların alternatif yatırım araçlarına yönelmelerine ve ülkeden sermaye çıkışına sebep olur. Bunların sonucunda yerel para döviz cinsinden değer kaybeder (devalüasyon).

Türkiye gibi gelişmekte olan piyasalarda makroekonomik göstergelere ilişkin volatilitenin ve dolayısıyla belirsizliğin arttığı durumlarda hisse senedi piyasası ile

döviz pozisyonu arasında önemli bir ilişki olduğu iddia edilebilir. Çünkü, yüksek enflasyonist ortamlarda yatırımcılar yabancı parayı önemli bir yatırım aracı olarak görmektedir. Genel manada volatilitenin arttığı durumlarda yatırımcılar hisse senedi piyasasından çıkıp yabancı paraya yönelebilir. Bu sebeple söz konusu iki değişken arasındaki ilişkinin yönü ve kuvvetinin belirlenmesi, politika yapıcılar için önem arz etmektedir. Çalışmada hisse senedi piyasası ile döviz kuru arasındaki ilişkinin varlığına yönelik bir analiz çalışması yapılmıştır.

1.3. Faiz Oranları İle Hisse Senedi Piyasası Arasındaki İlişki

Günümüz kapitalist ekonomilerinde, faiz oranları Merkez Bankaları tarafından kullanılan en etkili politika araçlarından biridir. Bu sebeple faiz oranları ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkiyi tanımlamak piyasalar açısından önem arz etmektedir. Merkez Bankası tarafından belirlenen faiz oranları ile hisse senedi fiyatları arasındaki ilişki negatif yönlüdür. Merkez Bankası politika faizini (1 hafta vadeli hazine bonusu repo ihale faizi) arttırdığı anda hisse senedi fiyatları bu artıştan dolayı olarak etkilenir. Söz konusu etki bankalar, şirketler ve hanehalkı aracılığıyla olur. Ticari bankalar Merkez Bankası'ndan borç aldıkları için; faiz artışı bankaların borçlanma maliyetini artırır. Bu artış bankalar tarafından kişilere ve kurumlara verilen kredilerin de daha yüksek fiyatlı olmasına sebep olur. Hanehalkı açısından bakılırsa; kişiler tarafından kullanılan kredi kartlarındaki faiz oranları artar; tüketici, taşıt ve ihtiyaç kredisi vb. bireysel kredilerin faiz oranları artar. Bu durumda bireylerin borçlanma maliyeti arttığı için harcanabilecek gelir miktarı da düşmüş olur ve bireylerin daha çok tasarrufa yönelmesine, şirketlerin daha az satış yapmasına sebep olur.

Kurumlar açısından bakılacak olursa; bankalardan aldıkları kredilere uygulanan faiz oranı artınca; kurumların da borçlanma maliyeti artar. Bu durumda bazı şirketler borç miktarını azaltma kararını alabilir. Daha az borçla genişleme, büyüme vb. projelerini durdurmak zorunda kalabilirler. Bu durum şirketin halihazırdaki ve gelecekteki nakit akışlarını da olumsuz etkiler. Nakit akışlarının olumsuz etkilenmesi

de halka açık şirketler için, hisse senedi fiyatlarında düşüşe sebep olabilir. Bir ekonomide yeterli sayıda şirket faizlerin yükselmesinden olumsuz etkilenirse, bu durum hisse senedi piyasasının tamamını olumsuz etkileyecek büyüklüğe dönüşebilir. Bu durumda yatırımcılar için, hisse senedi getirilerindeki düşüklüğün geleceğe de yansıtacağı düşünülüyorsa, hisse senedi piyasasına yatırım yapmak makul olandan daha riskli hale gelebilir. Yatırımcıların portföyünde daha yüksek faiz getirisi olan diğer enstrümanlar, hisse senetlerine kıyasla daha çekici hale gelebilir.

Merkez Bankası faiz oranlarındaki artış, devlet tarafından ihraç edilen hazine bonusu ve tahvil faizlerinde de artışa sebep olur. Bonolar ve tahvillerde, faiz ile fiyat arasındaki ilişki de negatif yönlüdür. Bu durumda politika faizinin artışı, risksiz faiz olarak nitelendirilen devlet iç borçlanma senetleri (dibs) için de daha yüksek nominal ve reel getiriye sebep olabilir. Uzun vadeli dibslerde faiz oranlarındaki artışa tepki daha yüksek iken, kısa vadelerde daha düşük olur. Bu durumda yatırımcı için, faiz oranlarındaki artış portföyünde yer alan risksiz faiz getirisi olan finansal araçlara yönelimi arttırabilir.

Global sermaye piyasasında faaliyet gösteren ekonomilerde, hisse senedi piyasası yalnızca kendi ülkesindeki faiz oranları değişiminden etkilenmez. Özellikle Türkiye gibi cari açığı yüksek, sanayide sermaye ürünü ithalatının yoğun olarak yapıldığı gelişmekte olan ekonomilerde global finansman ihtiyacı oldukça yüksektir. Bu durumda rezerv para birimi olan dolar ile global piyasada oldukça güçlü konumda bulunan Euro için de belirlenen faiz oranları Türkiye ekonomisi için oldukça önem kazanmaktadır. Avrupa Merkez Bankası (AMB) tarafından belirlenen faiz oranlarındaki düşüş, yatırımcılar için Avrupa Birliği ülkelerinde düşük faizli para biriminden borçlanıp, Türkiye gibi yüksek faiz veren ülkelerde borç verme (carry trade) işlemini daha çekici hale getirebilir. Uluslararası yatırımcılar açısından Euro faizindeki düşüş, portföyündeki Euro cinsinden varlıklara olan talebi azaltarak, göreceli olarak daha yüksek faiz getirisine sahip türk lirası cinsinden varlıklara talebi arttırabilir. Bu durum tüm türk lirası varlıkları ve hisse senedi piyasası açısından talep artışına ve sonuç olarak fiyat artışına sebep olabilir. Yabancı paralarda yapılan faiz artış veya düşüşlerinin döviz kuruna da etkisi bulunmaktadır. Söz konusu etkiye örnek

olarak, dolar cinsinden faiz oranlarındaki deęişiklięin, dolar/TL döviz kuruna etkisini açıklayabiliriz. Amerika Birleşik Devletleri Merkez Bankası olan Federal Reserve (FED) faiz artışı kararı alırsa, bu durumda tüm global piyasalarda dolar cinsinden varlıklara olan talebin artmasıyla birlikte, Türkiye açısından bakılırsa dolar/TL kurunun da yükselmesi beklenebilir. Türk lirası cinsinden varlıklar, dolar cinsinden varlıklara kıyasla daha ucuz hale gelir. Reel sektörde dolar cinsinden borçların türk lirası cinsinden karşılığı artmış olacağından, özellikle ithalat yapan şirketlerin döviz kurundaki artıştan olumsuz etkilenmesi beklenebilir. Bu durum şirketlerin nakit akışına da yansıtacağından, halka açık şirketlerde hisse senedi fiyatları olumsuz etkilenebilir. Yatırımcılar açısından bakıldığında ise, türk lirası cinsinden hisse fiyatları döviz kurundaki artıştan olumsuz etkileneceęi (dolar cinsinden daha ucuzlamış olacağı) için, yatırımcılar için cazip hale gelebilir. Yabancı para cinsinden yapılan faiz deęişikliklerinin yerel ekonomiye olan genel etkisinin burada açıklanandan çok daha karmaşık ve çok yönlü olduęu bilinmelidir.

Yukarıda özetlenen faiz oranları ve hisse senedi piyasası arasındaki ilişkilerden ötürü çalışmada türk lirası faiz oranlarını temsilen; 2 ve 5 yıllık devlet tahvil verimleri; Euro cinsinden faiz oranlarını temsilen Avrupa Merkez Bankası (AMB) tarafından yayınlanan 3, 5 ve 10 yıllık devlet tahvili verimleri ve son olarak da dolar cinsinden faiz oranlarını temsilen FED tarafından yayınlanan 2, 5 ve 10 yıllık devlet tahvil verimleri kullanılmış; analiz sonuçlarına “Sonuç” bölümünde yer verilmiştir.

İKİNCİ BÖLÜM

LİTERATÜR TARAMASI

2.1. Hisse Senedi Piyasası Üzerine Yapılmış Çalışmalar

Hisse senedi piyasasının etkilendiği ve etkilediği makroekonomik faktörlerin belirlenmesi hem politika yapıcılar hem de tüm yatırımcılar açısından önem arz etmektedir. Globalleşen dünya ekonomilerinde hisse senedi piyasalarının da önemi ve tüm sermaye piyasaları içindeki payı artmaktadır. Bu sebeplerden ötürü hem gelişmiş hem de Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde konuyla ilgili oldukça fazla çalışma ve analiz yapıldığı görülmüştür. Literatür taraması sonucunda elde edilen çalışmalara ilişkin bilgilerin özeti, aşağıda üç başlık halinde sunulmuştur.

2.1.1. Gelişmiş Ülkeler için Yapılmış Çalışmalar

Kearney ve Daly (1998) tarafından yapılan çalışmada Avusturalya hisse senedi piyasası volatilitelerini etkileyen finansal ve makroekonomik faktörlerin analizi yapılmıştır. Çalışmada Temmuz 1972-Ocak 1994 dönemine ait hisse senedi getirileri, faiz oranları, enflasyon, para arzı, sanayi üretimi ve cari açık verileri aylık periyotlarda kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan yöntem genelleştirilmiş en küçük kareler yöntemidir (GLS). Bu yöntem ile seçilen değişkenlerin volatiliteler ve değişkenler arasındaki ilişki, kurulan tek bir denklem sayesinde analiz edilmiştir. Çalışmada Dickey-Fuller ve Philips-Perron testleri kullanılmış ve analize dahil edilen tüm değişkenlerin kendi seviyelerinde durağan olduğu belirlenmiştir. Tüm değişkenler için volatiliteler oluşturulmuş; en yüksek volatilitenin cari açık değişkeninde ve en düşük volatilitenin ise para arzında görüldüğü belirtilmiştir. GLS analizi sonucunda hisse senedi piyasası volatilitesi ile faiz oranları ve enflasyondaki volatiliteler arasında pozitif ilişki olduğu; sanayi üretimi, dış ticaret açığı ve para arzı volatiliteleri arasında ise negatif bir ilişki bulunduğu yönünde sonuca varılmıştır. Tüm değişkenler arasında en güçlü ilişkinin para arzı volatilitesi ile hisse senedi piyasası volatilitesi arasında gerçekleştiği; fakat beklenmedik bir şekilde döviz piyasası ile

hisse senedi piyasası arasında volatilité açısından bir etkileşim bulunamadığı yönünde sonuç bildirilmiştir.

Beltratti ve Morana (2006) tarafından yapılan çalışmada S&P500 endeksinin 1970-2001 dönemine ait aylık verileri kullanılmış; makroekonomik değişkenler ile hisse senedi piyasası volatilitesi arasındaki ilişki incelenmiştir. Analizlerde kullanılan değişkenler sırasıyla para arzı büyüme oranı, faiz oranı, enflasyon, sanayi üretim endeksi büyüme oranı ve S&P 500 endeksi getirileri olarak belirlenmiştir. Çalışmada doğrusal olmayan eşbütünleşme testi kullanılmış ve hisse senedi piyasası volatilitesi ile makroekonomik veriler arasında çift yönlü bir ilişki bulunmuştur. Buna göre; hisse senedi piyasası volatilitesinde, incelenen dönemde gözlemlenen kırılmaların sebebinin, FED tarafından belirlenen faiz oranları ve para arzı büyüme verilerinin volatilitelerinde görülen kırılmadan kaynaklı olduğu sonucuna varılmıştır.

Hisse senedi piyasası volatilitesinde görülen kırılmalar açıklandıktan sonra; analiz sonuçlarına göre kullanılan değişkenler arasında üç farklı uzun dönemli ilişkiye yönelik tespitler elde edilmiştir. Buna göre; para arzı büyümesi ile hisse senedi piyasası volatilitesinin faiz oranları ve enflasyon volatilitesi ile ilişkili olduğu; faiz oranlarının volatilitesinin ise sanayi üretimiyle ilişkili olduğu şeklinde sonuçlar yorumlanmıştır. Enflasyon ve sanayi üretimi gibi uzun dönem hafızalı iki değişkene ait volatilitelerin, kırılmaz volatilité serilerine yön verdiği görülmüştür. Yapılan analizler sonucunda, hisse senedi piyasası volatilitesinden makroekonomik faktörlere doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmakla birlikte; zıt yöndeki ilişkinin daha kuvvetli olduğu sonucuna varılmıştır.

Acaravcı, Öztürk ve Kandır (2012) çalışmalarında hisse senedi fiyatları ile doğalgaz fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişki olabileceğini düşünmüşler ve söz konusu iki değişken arasındaki ilişkiyi ekonometrik modellemeler yaparak analiz etmişlerdir. Çalışmada Avrupa Birliği'ne üye 15 adet ülkeye ilişkin 1990:1 – 2008:1 dönemleri arasındaki üç aylık veriler kullanılmıştır. Seçilen üye ülkeler şu şekildedir: Avusturya, Belçika, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Luxemburg, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç ve İngiltere'dir. Çalışmada

Johansen ve Juselius eşbütünleşme testleri ile Granger nedensellik analizi kullanılmıştır.

Yapılan analizler sonucunda; Avusturya, Danimarka, Finlandiya, Almanya ve Lüksemburg'da doğalgaz fiyatları, sanayi üretimi ve hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Söz konusu bulgunun aksine; Belçika, Fransa, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda, Portekiz, İspanya, İsveç ve İngiltere'de ise doğalgaz fiyatları, sanayi üretimi ve hisse senedi fiyatları arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığına rastlanmamıştır. Hisse senedi fiyatları ile doğalgaz fiyatları arasında uzun vadeli bir ilişki tespit edilmesine rağmen, Granger nedensellik testi sonuçları bu iki değişken arasında dolaylı bir Granger nedensellik ilişkisi olduğunu göstermektedir. Ayrıca, Avusturya, Danimarka, Finlandiya, Almanya ve Lüksemburg için hisse senedi getirileri, sanayi üretim artışı ve doğalgaz fiyat artışı arasındaki Granger nedensellik ilişkisini de araştırılmıştır. Sonuç olarak, doğalgaz fiyatlarındaki artışın, sanayi üretim artışını etkilediği ve bununla birlikte, sanayi üretim artışının da hisse senedi getirilerini etkilediği sonucuna varılmıştır.

Gjerde ve Sættem (1999) tarafından yapılan çalışmanın amacı Norveç gibi gelişmiş; fakat ABD veya diğer AB ülkeleri kadar ekonomisi büyük olmayan, finansal piyasaları henüz yeterli olgunluğa ulaşmamış küçük, açık bir ekonomi için hisse senedi getirilerini etkileyen makroekonomik faktörlerin test edilmesidir. Çalışmada kullanılan veriler: Hisse senedi getirileri, faiz oranları, enflasyon, sanayi üretimi ve tüketimi, OECD sanayi üretim endeksi, NOK/USD döviz kuru ve petrol fiyatlarıdır. 1974-1994 arasındaki 20 yıllık döneme ilişkin aylık veriler kullanılmış ve VAR (Vektör Otoregresyon) yöntemiyle analiz edilmiştir. ABD ve Japonya ekonomileri için yapılan benzer çalışmalar referans alınmış ve bu çalışmalarda elde edilen bulguların Norveç ekonomisi için geçerliliği test edilmiştir. Buna göre; ABD ve Japonya ekonomileri için yapılan çalışmalarda elde edilen bulgularla uyumlu olarak Norveç ekonomisi için de reel faiz oranlarındaki değişimin hem hisse senedi getirilerini hem de enflasyonu etkilediği görülmüştür. Ayrıca petrol fiyatlarındaki değişimin de hisse senedi getirilerini etkilediği sonucuna ulaşılmıştır. Diğer taraftan, hisse senedi

getirilerinin yurtiçi reel ekonomik faaliyetlerde yaşanan değişikliklere tepkisinin gecikmeli olduğu görülmüştür.

ABD ve Japonya piyasaları için yapılan çalışmalarda elde edilen bulgularla uyumlu bir biçimde, faiz oranlarının Norveç ekonomisi için belirleyici olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Hisse senedi getirilerinin, faiz oranlarındaki artışa anında negatif tepki verdiği, ayrıca faiz oranlarının enflasyonda gerçekleşen dalgalanmanın önemli bir kısmını açıkladığı da görülmüştür. Norveç'te reel ekonomik aktiviteyle enflasyon arasındaki ilişki istatistiksel açıdan anlamsız bulunmuştur. Norveç'in büyük oranda petrol ithalatına bağımlı olması, döviz kurlarındaki değişimin hisse senedi getirilerini etkilemesi yönünde sonuç vermiştir. Ayrıca sanayi üretimindeki artışın hisse senedi getirilerini gecikmeli de olsa pozitif yönde etkilediği görülmüştür. Öte yandan, reel faiz oranları ile sanayi üretimi arasında doğrudan bir bağlantı kurulamamıştır. Fakat söz konusu iki değişken de uluslararası üretim değişikliklerinden pozitif yönde etkilenmektedir.

Morelli (2002) tarafından yapılan çalışmada İngiltere'de koşullu hisse senedi volatilitesi ile koşullu makroekonomik volatiliteler arasındaki ilişkinin varlığı test edilmiştir. Bu amaçla Ocak 1967 ile Aralık 1995 dönemlerini kapsayan aylık data kullanılmıştır. Söz konusu verilere ilişkin koşullu volatiliteler ARCH (Otoregresif Koşullu Heteroskedastik) ve GARCH (Genelleştirilmiş ARCH) modelleri kullanılarak tahmin edilmiştir. Analizde kullanılan makroekonomik faktörler; sanayi üretimi, reel perakende satışlar, para arzı, enflasyon ve mark/pound döviz kurudur.

VAR model tahmini sonuçlarına göre; makroekonomik volatilitenin hisse senedi volatilitelerinin tahmin edilmesindeki gücü ile ilgili olarak, borsa ve makroekonomik volatiliteler arasında anlamlı bir ilişki olduğu görülmüştür. Hisse senedi getirileri sürekli değişmektedir ve bununla birlikte hisse senedi volatilitesi de değişmektedir. Bu çalışmada hisse senedi volatilitelerinin ARCH modelleri kullanılarak tahmin edilebileceği iddia edilmiştir. Fakat yapılan analizler sonucunda hisse senedi volatilitelerinin ilgili dönemdeki seçilmiş değişkenlere ilişkin veriler kullanıldığında, makroekonomik volatiliteler tarafından açıklanamadığı şeklinde yorumlanmıştır.

Connoly ve Wang (1998) tarafından yapılan çalışmada gelişmiş üç ülkenin (ABD, İngiltere ve Japonya) para arzı, endüstriyel üretim, enflasyon, işsizlik oranı, ticari açık gibi makroekonomik değişkenlere verdiği tepkilerin hisse senedi piyasalarındaki göstermiş olduğu volatilité ve getiri yayılımı incelenmiştir. 1985-1996 yılları arasındaki hisse senedi piyasalarının günlük verileri kullanılarak yapılan analizde, ABD için S&P 500, Japonya için NIKKEİ 225, Birleşik Krallık için FTSE 100 endeksleri kullanılmış ve GARCH modeli ile getiri ve volatilité yayılımı incelenmiştir. Sonuç olarak; üç ülkede de kendi makro ekonomik değişkenlerinin getiri yayılımı görülmesine neden olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ancak bu yayılımın aynı günde direkt etkisinin zayıf olduğu gözlenmiştir. Bazı özel haberler doğrultusunda getiri yayılımının yabancı piyasalardan yerel piyasalara doğru hareket ettiği saptanmıştır. Getiri ve volatilité yayılımının günden güne ve haberin iyi veya kötü olmasına göre değişiklik gösterdiği; borsalar arasındaki etkisinin büyüklüğünün de bu haberlerin önemine bağlı olarak değiştiği görülmüştür.

Hisse senedi volatilitésini ve nedenlerini araştıran en önemli kaynaklardan biri Schwert tarafından 1989 yılında yazılmış “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?” başlıklı makaledir. Söz konusu çalışmanın konusu ABD için 1857'den 1987'ye kadar olan aylık verilerin kullanılarak hisse senedi volatilitésini ile reel ve nominal makroekonomik volatilité, ekonomik faaliyet, finansal kaldıraç ve hisse senedi alım satım faaliyetlerinin arasındaki ilişkinin analiz edilmesidir. Çalışmada kısa dönem faiz oranları, enflasyon oranı, para tabanı, sanayi üretimi, büyüme oranı ve tahvil getirileri kullanılmıştır. Özellikle 1929-1939 arasındaki Büyük Buhran döneminde pek çok makroekonomik değişkenle birlikte hisse senedi volatilitésinin de oldukça yüksek olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca ekonomilerin durgunluk zamanlarında finansal varlık fiyatları ve reel ekonomik aktivite ölçütleri gibi verilere ilişkin volatilitélerin de oldukça yüksek olduğuna ilişkin kanıtlar mevcuttur. Bunun sebebinin durgunluk dönemlerinde faaliyet kaldırıcının etkisinin artmasından ötürü olduğu düşünülmektedir.

Yapılan analizler sonucunda elde edilen bulgular şu şekildedir:

1. Kısa vadeli faiz oranları ile uzun vadeli tahvil getirilerinin volatilitelerinin mali politikalar ve enflasyon faktörünün ortak olması sebebiyle benzerlik gösterdiği, hisse senetleri ile uzun vadeli tahvil getirilerinin ise finansal riskteki ortaklıkları nedeniyle benzer oldukları sonucuna ulaşılmıştır.
2. Makroekonomik volatilitenin hisse senedi ve tahvil getirilerinin volatilitelerini tahmin etme konusunda başarısız olduğu görülmüştür. Bu sonuç beklenmedik değildir; çünkü spekülâtif varlıkların fiyatlarının yeni ekonomik olaylara anında tepki göstermesi beklenmektedir.
3. Fakat finansal kaldıraçın hisse senedi volatilitelerini etkilediği yönünde sonuçlara ulaşılmıştır. Hisse senedi fiyatları tahvil fiyatlarına kıyasla düşerse, ya da özel sektör işletmeleri sermaye artışı yerine yeni tahvil ihracı gerçekleştirirse finansal kaldıraçtaki değişimin hisse senedi volatilitelerini arttırdığı görülmüştür. Fakat bu etkinin hisse senedi volatilitelerinin yalnızca küçük bir kısmını açıkladığı tespit edilmiştir.
4. Ticari aktivite ile hisse senedi volatilitesi arasında bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Bir aydaki ticaret yapılan günlerin sayısındaki artışın hisse senedi volatilitelerini pozitif yönde etkilediği görülmüştür (özellikle 1953-1987 döneminde).
5. Ayrıca ortak ticaret hacmindeki büyümenin de hisse senedi volatilitelerini pozitif yönde etkilediği yönünde sonuçlara ulaşılmıştır.

Bernanke ve Gertler (2000) tarafından yapılan çalışmada para politikası yönetimi kapsamında varlık fiyatlarındaki dalgalanmanın nedenleri ve merkez bankalarının muhtemel tepkileri araştırılmıştır. Varlık fiyatlarındaki ani yükselişlerin (bubbles) meydana geldiği durumlarda alternatif para politikalarının performansına ilişkin bazı model tabanlı simülasyonlar sunulmuştur. Bunu yapmak için, Bernanke, Gertler ve Gilchrist (BGG) tarafından geliştirilen küçük ölçekli bir makroekonomik model geliştirilmiştir. Çoğunlukla, BGG model, “finansal hızlandırıcı” etkilere izin verecek şekilde değiştirilmiş standart bir dinamik yeni Keynesyen modeldir. Buradaki BGG modelinin temel uzantısı, varlık fiyatlarında dışsal etkilere izin vermesidir. BGG modelinin Keynesyen modelden farkı kredi piyasasındaki ihtilafların varlığı (bilgi,

teşvik ve uygulamadaki sorunlar) da hesaba katılmıştır. Bu sorunların varlığı çıktı seviyelerini etkileyen bir “finansal hızlandırıcı” nın oluşmasına sebebiyet vermektedir. BGG modeli kullanılarak farklı para politikaları uygulamaları kapsamında varlık fiyatlarındaki ani değişikliklerin ekonomiye etkileri ölçülmüştür.

Yapılan analizler sonucunda merkez bankalarının altta yatan enflasyonist baskılara odaklanması gerektiği şeklinde yorumlanmıştır. Doğrudan varlık fiyatlarını etkileyen kuralların zaman içinde ekonomik açıdan kötü bazı yan etkilerinin olduğu; ve varlık fiyatlarının da enflasyonist ya da deflasyonist baskılar oluşturmadığı sürece para politikasının konusu olmaması gerektiği şeklinde görüş bildirilmiştir. Modern dünyada pek çok merkez bankası tarafından kullanılan enflasyon hedefleme modelinin hem makroekonomik hem de finansal stabiliteyi sağlamak yönünde oldukça efektif ve başarılı bir araç olduğu ifade edilmiştir. Beklenen enflasyonun dengelenmesine yönelik bir amaç dahilinde; para politikasının, enflasyonist veya deflasyonist baskıları tahmin etmeye yardımcı olmaları dışında, varlık fiyatlarındaki değişikliklere cevap vermesi gerekmemektedir.

Wachter (2013) tarafından yapılan çalışmada 1947-2010 dönemine ilişkin çeyreklik veriler kullanılmıştır. Çalışmanın amacı, Amerika Birleşik Devletleri ekonomisi bazında hisse senedi priminin yüksek olmasının nedenleri ve hisse senedi getirilerinin volatil olmasının sebepleri araştırılmasıdır. Söz konusu çalışmada, bir “tüketim felaketinin” zamanla değişen olasılığına dayanarak bu sorulara cevap aranmıştır.

Modelde kullanılan parametreler şu şekildedir: göreceli riskten kaçınma oranı, tüketimdeki ortalama büyüme, tüketim artışlarının volatilitesi, kaldıraç oranı, nadir bir felaketin gerçekleşme olasılığı, volatilité parametresi, modelde varsayılan bir felaketin gerçekleşme olasılığı. Söz konusu parametrelerin hesaplanması ve modelde kullanılmasına ilişkin detay bilgiler çalışmada verilmiştir. Modelde, bir felaket, tüketim için büyük bir negatif şok olarak tanımlanmıştır. Ekonomik aktivitedeki böyle bir düşüşün (tüketim felaketi) nedeni için ise, farklı örnekler verilmiştir. Örnekler

arasında hükümet politikasında köklü bir değişiklik, bir savaş, finansal bir kriz ve doğal bir felaket sayılabilir.

Modelde, toplam tüketim, çoğu zaman düşük volatilité ile normal bir dağılımı takip eder, ancak normal dağılımdan farklı bir dağılım gerçekleştirme olasılığı da vardır. Bu zayıf sonucun olasılığı, özkaynak primini önemli ölçüde arttırırken, bu sonucun olasılığındaki zamana bağlı değişkenlik, yüksek hisse senedi volatilitesi ve “aşırı getiri” tahmin edilebilirliği sağlamaktadır.

Ayrıca modelin yüksek bir riskten kaçınma değeri varsaymadan, özkaynak risk primini açıklamanın yanı sıra, hisse senedi volatilitésinin yüksek seviyesini de açıkladığı iddia edilmiştir. Devlet tarafından ihraç edilen tahvillerin volatilitésinin tüketim felaketinin olasılığının yüksek olduğu zamanlarda düşük kalmasının sebebi; yatırımcının böyle zamanlarda tasarruf etme isteğinin artması ile aynı zamanda şirketlerin temerrüde düşme riskinin artması sonucunda yaşadığı ikilemdir.

Binder ve Merges (2001) tarafından yapılan çalışmada ekonomik faktörlerin hisse senedi piyasası volatilitésini açıklama yeteneği, Subat 1929-Nisan 1989 dönemine ilişkin S&P verisi kullanılarak incelenmiştir. Söz konusu çalışmada bir ekonomide hisse senedi piyasası volatilitésinin belirsizlik altında belirleyicisinin 4 faktör olduğu ifade edilmiştir. Bu faktörler genel tüketici fiyat seviyesine ilişkin belirsizlik, risksiz faiz oranı, hisse senedi risk primi ve beklenen karın beklenen gelire oranıdır.

Yapılan analizler sonucunda söz konusu değişkenlerin hisse senedi piyasasındaki volatilitenin %50'sini açıklama gücüne sahip oldukları görülmüştür. Cluster regresyon tekniğiyle regresyon katsayılarının değişmesine izin verildiğinde ise, bahsi geçen dört faktörün hisse senedi piyasasındaki volatilitenin %90'lık kısmını açıklayabildiği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca yapılan analizler sonucunda hisse senedi piyasası volatilitésinin faiz ve hisse senedi risk primi ile ilişkili olduğu belirlenmiştir. Bu sonuçların, hisse senedi volatilitésinin irrasyonel yatırımcıların davranışlarından

kaynaklandığına ilişkin endişelerin azalması yönünde katkı sağlaması beklenmektedir. Bunun yanında, çalışmada kullanılan model, hisse senedi piyasasında hem geçmiş volatilitenin incelenmesi hem de gelecekte oluşacak olan volatilitenin tahmin edilmesi için kullanılabilir.

2.1.2. Gelişmekte Olan Ülkeler için Yapılmış Çalışmalar

AL-Shubiri'nin (2010) çalışmasında Ürdün'de bulunan Amman Borsa'sında işlem gören 14 farklı ticari bankaya ilişkin 2005-2008 dönemine ait veriler kullanılmıştır. Ayrıca söz konusu çalışmada Amman Borsa'sının zayıf etkin formda bir piyasa olduğu bilgisi verilmiştir. Çalışmanın amacı hisse senedi fiyatları ile seçilen mikroekonomik faktörler arasındaki ilişkiyi analiz etmek olarak ifade edilmiştir. Seçilen mikroekonomik faktörler; hisse başına net aktif değeri, temettü yüzdesi, hisse başına kazanç, borç verme faizi, enflasyon oranı ve gayrisafi yurtiçi hasıladır. Çalışmada basit ve çoklu regresyon yöntemleri kullanılmış ve elde edilen analiz sonuçlarına göre; ortaya çıkan bulgular şu şekildedir:

1. Hisse senedinin piyasa fiyatı ile hisse başına düşen net aktif değeri, hisse senedi temettü yüzdesi ve gayrisafi yurtiçi hasıla arasında istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir ilişki bulunmuştur.
2. Hisse senedinin piyasa fiyatı ile enflasyon oranı ve borç verme faizi arasında ise, istatistiksel olarak anlamlı negatif bir ilişki bulunmuştur. Çalışmada söz konusu negatif ilişkinin analize konu olan bazı yıllarda istatistiksel olarak anlamını yitirdiği de vurgulanmıştır.

Bir diğer gelişmekte olan ülkelerde yapılan araştırmalara örnek olarak gösterilebilecek çalışma; Gautam tarafından 2017 yılında yapılan ve Nepal'de bulunan ticari bankalar üzerinden yapılan çalışmadır. Çalışmanın temel amacı, firmaya özgü değişkenlerin, hisse senedi fiyatlarındaki volatilitenin ve hisse senedi getirisi üzerindeki etkisini Nepalli ticari bankalar bağlamında 2008/09 ila 2015/16 döneminde incelemektir.

Bu çalışmada, banka özel değişkenlerinin, özellikle kaldıraç oranının, piyasa kapitalizasyonunun (öz kaynak toplam piyasa değeri), varlıkların büyümesinin, fiyat kazanç oranının, temettü veriminin ve piyasa değeri/ defter değeri oranının hisse senedi fiyat volatilitesi ve hisse senedi getirisi üzerindeki etkisinin nasıl olduğuna ilişkin nedensel karşılaştırmalı bir araştırma tasarımı kullanılmıştır. Çalışma kaldıraç, piyasa kapitalizasyonu, temettü ödemesi ve temettü getirisi ile hisse senedi getirisi arasındaki pozitif ilişkiyi ortaya koymaktadır ki bu durum piyasa kapitalizasyonu, kaldıraç, temettü ödemesi ve temettü verimi oranının yükselmesi halinde borsa getirisinin de yükseleceğini göstermektedir.

Aynı şekilde, piyasa değeri/ defter değeri oranı, varlıkların büyümesi ve fiyat kazanç oranı ile hisse senedi getirisi arasında negatif bir ilişki vardır; bu da piyasa değeri/ defter değeri oranı, varlıkların büyümesi ve fiyat kazanç oranının yükselmesi halinde hisse senedi getirisinin düşük olacağını göstermektedir.

Benzer şekilde, kaldıraç, temettü ödemesi ve temettü verimi, hisse senedi fiyatlarındaki volatiliteler ile pozitif bir ilişki içindedir; bu da kaldıraç, temettü ödemesi ve temettü veriminin artmasının sonucunda hisse senedi fiyatlarındaki volatilitenin de artacağını göstermektedir. Bununla birlikte, piyasa kapitalizasyonu, piyasa değeri/ defter değeri oranı, varlıkların büyümesi ve fiyat kazanç oranı ile hisse senedi fiyatlarındaki volatiliteler arasında negatif bir ilişki olduğu tespit edilmiştir. Piyasa kapitalizasyonu, piyasa değeri/ defter değeri oranı, varlıkların büyümesi ve fiyat kazanç oranının artış göstermesi halinde, hisse senedi fiyatlarındaki volatilitenin düşmesi beklenmektedir.

Jayasree (2012) tarafından yapılan çalışmada ise, en önemli gelişmekte olan ülkelerden biri olan Hindistan'ın sermaye piyasası konu edilmiştir. Hindistan, Dünya Bankası verileri kullanılarak hazırlanan ve IMF (International Monetary Fund) tarafından yayımlanan dünyanın en büyük ekonomileri sıralamasında 2000 yılında 477 milyar dolar gayrisafi yurtiçi hasıla ile 13. sırada iken, 2019 yılında 2.972 milyar dolar

gayrisafi yurtiçi hasıla ile 5. sıraya yükselmiştir.³ Bu sebeple gelişmekte olan ülkeler arasında en iyi ekonomik performans gösteren ülkelerden biri olduğu söylenebilir.

Çalışmada Hindistan'da bulunan BSE endeksine kote olan şirketlerden otuz adet şirket örnekleme olarak seçilmiştir. Bu otuz şirket arasında yer alan dört adet banka finansal raporlara ilişkin düzenlemeleri farklı olduğu için örneklemden çıkarılmıştır. Ayrıca seçilen bir adet şirkete ilişkin yeterli veriye ulaşılamadığından söz konusu şirket de örneklemden çıkarılmıştır. Sonuç olarak örnekleme kalan yirmi beş farklı şirket için veriler toplanmış ve analiz yapılmıştır.

Analizde kullanılan değişkenler; şirket tarafından yapılan açıklamalara ilişkin endeks (disclosure index), büyüklük, işlem hacimleri, borç değeri, piyasa değerinin defter değerine oranı, şirketin yaşı ve şirketin net değerine ilişkin karlılık oranıdır. Seçilen tüm bu faktörlerin hisse senedi fiyatlarını etkilediği iddia edilmektedir. 2010-2011 dönemine ilişkin veriler analizde kullanılmıştır. Analizde kullanılan disclosure index verisi otuz iki adet veriden oluşan bir endeks şeklinde değerlendirilmiştir. Buna göre; endekste yer alan verilerden dokuz tanesi finansal, geri kalan yirmi üç tanesi ise finansal olmayan verilerdir. Finansal verilere örnek; finansal tabloların özeti, kullanılan fonların kaynağına ilişkin tablo vb. dir. Finansal olmayan verilere örnek olarak ise; yönetim kurulu raporu, vizyon ve misyon açıklamaları, şirketin tarihini anlatan açıklamalar verilebilir. Endekste yer alan her veriye, ilgili şirkette bulunması durumunda bir puan verilmektedir ve ilgili şirketin endeks değeri tüm puanların toplamının otuz ikiye bölünmesi sonucu bulunmaktadır.

Analiz sonucunda kullanılan bağımlı değişkenlerden disclosure index, borç/özkaynak oranı, defter değeri/piyasa değeri oranı ve ticaret hacmi ile volatilité arasında negatif korelasyon olduğu; net değer karlılık oranı ve şirket yaşı ile volatilité arasında ise, pozitif bir korelasyon olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Söz konusu dokuz farklı değişkenin hisse senedi volatilitésini etkilediği iddia edilmiş ve analiz sonucunda; disclosure index, defter değeri/piyasa değeri oranı, şirket büyüklüğü ve net

³ <https://www.imf.org/external/pubs/ft/weo/2019/01/weodata/index.aspx>

değer karlılık oranı değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Bu dört değişken arasında da istatistiksel olarak en anlamlı değişkenin disclosure index olduğu belirtilmiştir. Buna göre; çalışmanın sonucunda disclosure index'in hisse senedi volatilitelerini etkileyen temel faktör olduğu ve şirketler tarafından kamuya açıklanan verilerin daha yaygın, daha kaliteli bir hale gelmesi durumunda volatilitenin de azalabileceği şeklinde yorum yapılmıştır.

Nazir, Nawaz, Anwar ve Ahmed tarafından 2010 yılında yapılan çalışmada ise, Pakistan'da bulunan Karachi borsası üzerinden hisse senedi piyasası volatilitelerini etkileyen faktörlerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Söz konusu çalışmada özellikle hisse senedi volatilitelerini etkileyen faktör olarak Pakistan'da faaliyet gösteren şirketlerin temettü politikaları inceleme altına alınmıştır. Karachi borsa endeksi olan KSE-100 endeksinden 73 adet şirket seçilmiş ve analize dahil edilmiştir. Analizde 2003-2008 dönemine ilişkin veriler kullanılmış; sabit etki ve tesadüfi etki modelleri panel veri üzerinde uygulanmıştır.

Analizde şirketlerin temettü politikası; temettü verimi ve temettü dağıtım oranı olarak iki farklı ölçü birlikte kullanılarak hesaplanmıştır. Analiz sonuçlarına göre, temettü dağıtım oranı ile hisse senedi volatiliteleri arasında negatif, temettü verimi ile hisse senedi volatiliteleri arasında ise pozitif güçlü bir ilişki bulunmaktadır. Buna göre, efektif bir temettü politikası belirleyip uygulayan şirketlerin hisselerine ilişkin volatilitelerin azalmasının beklendiği sonucuna ulaşılmıştır. Analiz sonucunda elde edilen bulguların gelişmiş ülke örneklerinde olduğu gibi çok güçlü olmadığı; fakat yine de Pakistan hisse senedi piyasası için anlamlı olduğu şeklinde yorumlanmıştır.

Suriani, Kumar, Jamil ve Muneer (2015) tarafından yapılan çalışmanın konusu; Pakistan'da bulunan hisse senedi piyasası ile Pakistan para birimi olan rupee/dolar döviz kuru arasındaki ilişkinin test edilmesidir. Bu amaçla KSE-100 endeksi, Pakistan hisse senedi piyasasını temsil etmek üzere kullanılmıştır. Analizde 2004-2009 dönemine ilişkin aylık verilere yer verilmiştir.

Analiz sonucunda hisse senedi fiyatları ile döviz kuru (rupee/dolar) arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmadığı kanısına varılmıştır. Ayrıca iki değişken arasında kısa dönemli bir ilişkinin varlığı Granger nedensellik testi kullanılarak analiz edilmiştir. Granger nedensellik testi sonuçlarına göre de; iki değişken arasında kısa dönemli bir ilişkinin varlığı kanıtlanamamıştır.

Wafula (2016) tarafından yapılan çalışmanın konusu, Kenya'da bulunan (Nairobi borsası) hisse senedi piyasasına ilişkin volatilitenin hisse senedi performansları üzerindeki etkisini araştırmaktır. Yüksek volatilitenin potansiyel yatırımcının güvenilir ve stabil piyasa algısını bozduğu, bu sebeple özelde hisse senedi piyasasını, genel manada ise tüm finansal sistem üzerinde olumsuz bir etkisi bulunduğu iddia edilmiştir.

Analizde 2006-2015 dönemine ilişkin NSE-20 endeksini oluşturan 20 farklı şirkete ilişkin veriler kullanılmıştır. Analizde kullanılan veriler; NSE-20 endeksi, hisse senedi fiyatı volatilitesi, borç verme faizi, para arzı ve gayrisafi yurtiçi hasıla büyüme trendidir. Hisse senedi performansının ölçüsü olarak, hisse senedi getirileri kullanılmıştır.

Buna göre; analiz sonucunda hisse senedi performansı ile faiz oranları arasında negatif; hisse senedi performansı ile para arzı ve gayrisafi yurtiçi hasıla büyüme trendi arasında ise pozitif anlamlı bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Çalışmanın temel iddiası olan, hisse senedi volatilitesi ile hisse senedi performansı arasında ise, anlamlı bir ilişki bulunamamıştır.

Hisse senedi volatilitelerini inceleyen çalışmalardan biri de Güneydoğu Asya piyasasına yöneliktir. Khositkulporn (2013) tarafından yapılan çalışmanın amacı Tayland'daki hisse senedi volatilitelerini etkileyen temel faktörleri tespit etmek ve Tayland borsasındaki volatilitenin diğer Güneydoğu Asya borsaları üzerindeki bulaşma etkilerini ölçmektir. Bulaşma terimi, şokların bir ülke veya diğer ülkelere, bölgelere doğrudan veya dolaylı temasla iletilmesini ifade etmektedir.

Bu amaçla, çalışmada Şubat 1999- Ekim 2010 dönemine ilişkin aylık veriler alınmış; çoklu regresyon ve GARCH yöntemleri kullanılmıştır. Çalışmada kullanılan bağımsız değişkenler; S&P 500 endeksi, petrol fiyatı ve politik etkiyi ölçebilmek adına kullanılan iş duyarlılığı endeksidir (BSI-business sentiment index).

Buna göre; S&P 500 endeksinin Tayland borsası volatilitesi üzerinde petrol fiyatı ve BSI'ye göre daha fazla etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum ABD gibi dünyanın en büyük ekonomisinde yaşanan finansal olayların, Tayland gibi politik belirsizliklerin yüksek olduğu gelişmekte olan bir ülke piyasası için çok büyük önem arz ettiği şeklinde yorumlanmıştır. Ayrıca petrol fiyatında yaşanan değişikliklerin şirket performansı üzerinde dolaylı bir etkisi olduğu da görülmüştür.

Tayland borsasındaki volatilitenin Güneydoğu Asya'da Singapur, Filipinler, Endonezya ve Malezya borsaları üzerindeki bulaşma etkisi araştırılmıştır. Bu amaçla Şubat 1999- Ekim 2010 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmış ve Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Analiz sonuçlarına göre; S&P 500 ve petrol fiyatlarındaki değişimler Güneydoğu Asya piyasalarında bulaşma etkisi yaratabilirken; iş duyarlılığı endeksi BSI sadece Tayland borsası volatilitesi üzerinde etkili olmaktadır. Ayrıca yapılan korelasyon analizi sonucunda Güneydoğu Asya piyasalarının yüksek düzeyde birbirlerine bağımlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Ülke bazında uygulanacak yeni ekonomik stratejiler ve finansal gelişmelerin o ülkeyi finansal anlamda daha bağımsız ve stabil hale getirebileceği şeklinde öneri getirilmiştir.

Güney Afrika ülkelerindeki hisse senedi piyasasına yönelik olan çalışmalara bir örnek ise, Sibanda tarafından 2015 yılında yapılan çalışmadır. Çalışmada hisse senedi getirileri ile döviz kuru (dolar/rand) arasındaki ilişkinin analiz edilmesi amaçlanmaktadır. Bu amaçla Şubat 2009- Mayıs 2015 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır.

Zimbabve 30 Ocak 2009'da, ülkenin neredeyse on yıla yakın yaşamış olduğu bir ekonomik ve finansal darboğazdan sonra kendi para birimini kullanmayı bırakmaya karar vermiştir. Bunun sonucunda ülke çoklu para birimi sistemine geçiş

yapmıştır. Çoklu para birimi sistemi Zimbabwe’de beş farklı para biriminin oluşturduğu bir sepet sistemidir. Bu sepette yer alan para birimleri; Amerikan doları, Güney Afrika randı, Botswana pulası, Euro ve pound’tur. Fakat kullanılan iki ana para birimi dolar ve rand’tır.

Bu çalışma, kendi devlet para birimi olmayan bir ülke olan Zimbabwe için, hisse senedi piyasası ve döviz kuru (dolar/rand) arasındaki ilişkiye yönelik yeni kanıtlar sunmayı amaçlamaktadır. Söz konusu analiz için iki değişkenli vektör otoregresif yaklaşım kullanılmıştır.

Sonuçlar, hisse senedi getirisi ile döviz kuru arasında bir ilişki olmadığını göstermektedir. Söz konusu bulgular, döviz kuru hareketlerinin iç piyasa hisse senedi fiyatlarını etkileyeceği beklentisiyle çelişmektedir. Bu bulgu, özellikle Zimbabwe'nin hisse senedi fiyatlandırmasında dolar kullanması sebebiyle ilginçtir. Analiz sonucunda, hisse senedi piyasası ve döviz kuru hareketleri arasında bir kopukluk olduğuna dair yorum yapılmıştır.

Gelişmekte olan ülkelerde hisse senedi volatilitelerini inceleyen çalışmalara en son örnek, Tunus ve Türkiye için durum karşılaştırması yapan ve Eylül 2018’de yayınlanan “The Impact of the Exchange Rate Volatilities on Stock Market Returns Dynamic: Evidence from Tunisia and Turkey” başlıklı çalışmadır. (Mechri, Hamad, Peretti &Charfi)

2002-2017 dönemine ilişkin TUNINDEX (Tunus borsa endeksi), BIST100, nominal efektif döviz kuru, enflasyon oranı, risksiz faiz oranı, altın fiyatı ve petrol fiyatı değişkenlerine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır.

Analiz sonuçları incelendiğinde Tunus için; döviz kuru, altın fiyatı ve petrol fiyatı volatilitelerinin hisse senedi fiyatlarındaki volatiliteler üzerinde önemli bir etkisi olduğu görülmektedir. Fakat analize dahil edilen diğer bağımsız değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı bir etkisinin bulunmadığı sonucuna varılmıştır. Türkiye’ye ilişkin analiz sonuçları incelendiğinde ise; döviz kuru ve faiz volatiliteleri ile hisse

senedi volatilitesi arasında pozitif bir ilişki bulunduğu; ayrıca Tunus örneğindeki benzer şekilde altın fiyatındaki volatilitenin de hisse senedi volatilitesini etkilediği görülmüştür.

2.1.3. Türkiye Hisse Senedi Piyasası için Yapılmış Çalışmalar

Yılmaz, Güngör ve Kaya (1997) tarafından yapılan çalışmanın amacı hisse senedi fiyatları ile bazı makro ekonomik değişkenler arasında bir ilişki olup olmadığına da ir analiz yapmaktır. Çalışmada bu amaçla İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) endeksi, tüketici fiyat endeksi, para arzı, faiz oranı, döviz kuru, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi değişkenlerinin 1990-2003 dönemine ilişkin aylık verileri kullanılmıştır. Çalışmada en küçük kareler tahmin yöntemi, Johansen-Juselius eşbütünleşme testi, Granger Nedensellik testi ve VEC modelinden elde edilen varyans ayırma sonuçları kullanılmış; ve hisse senedi fiyatı ile makro ekonomik değişkenlerden bazıları arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğunu göstermiştir. Buna göre; yapılan analizlere ilişkin sonuçlar aşağıda maddeler halinde özetlenmiştir.

Johansen-Juselius eş-bütünleşme testi kullanılarak değişkenler arasında uzun dönemli bir ilişkinin olup olmadığı araştırılmıştır. Analiz sonuçlarına göre; İMKB endeksi ile TÜFE, faiz oranı ve sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında eş-bütünleşme ilişkisine rastlandığı, diğer değişkenlerle (döviz kuru, dış ticaret dengesi ve M1) İMKB endeksi arasında ise, herhangi bir eş-bütünleşme ilişkisine rastlanmadığı belirlenmiştir. Buna göre; İMKB endeksi ile TÜFE, faiz oranı ve sanayi üretim endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin var olduğuna kanaat getirilmiştir.

Çalışmada kullanılan değişkenler ile İMKB endeksi arasında kısa dönemli ilişkinin varlığını test etmek amacıyla Granger nedensellik testi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; İMKB endeksi ile döviz kuru ve M1 değişkenleri arasında çift yönlü bir nedenselliğin bulunduğu tespit edilmiştir. Ayrıca faiz oranı ve TÜFE'den İMKB endeksine doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu gözlenmiştir. Diğer bağımsız değişkenlerden sanayi üretim endeksi ve dış ticaret dengesi ile İMKB Endeksi arasında ise herhangi bir nedensellik ilişkisinin bulunmadığı tespit edilmiştir.

İMKB endeksinin varyansında yaşanan deęişimlerin hangi deęişken ya da deęişkenlerden etkilendięini tespit edebilmek amacıyla varyans ayrıştırma analizi yapılmıştır. Buna göre; İMKB endeksinde yaşanan deęişimlerin büyük bir kısmı kendi şoklarından, daha sonra ise sırasıyla faiz oranı, TÜFE, dış ticaret dengesi, M1, döviz kuru ve sanayi üretim endeksi deęişkenlerine ait geçmiş şoklardan etkilendięi tespit edilmiştir.

Türkiye borsası için yapılan en nitelikli çalışmalardan biri Güneş ve Saltoęlu tarafından 1998 yılında yayınlanmıştır. Bu çalışmanın temel amacı 1988-1996 dönemine ilişkin İMKB’de görülen volatilitenin ekonomik ve finansal sebeplerinin araştırılmasıdır. Bu amaçla vektör otoregresyon, üstel GARCH ve çoklu GARCH gibi ekonometrik yöntemler kullanılmıştır. Yapılan analizlerde kullanılan deęişkenler aylık imalat sanayi endeksi, M2Y, rezerv para ve merkez bankası parası ve döviz kurlarıdır (Amerikan doları, Alman markı ve ikisinin eşit ağırlıkta olduęu döviz sepeti).

Çalışmanın iki temel hipotezi bulunduęu ifade edilmiştir. Bunlardan ilki; volatilitenin Türk ekonomisinde bir olgu olarak uzun yıllardır var olan bir yapı tarafından mı belirlendięi, ya da kronikleşen istikrarsızlık sonucu borsanın bağımsızlaşarak bu deęişimlerden etkilenip etkilenmedięinin saptanmasıdır. Yapılan analizler sonucunda kullanılan makroekonomik deęişkenlerle borsanın volatilitesi arasında anlamlı bir ilişki bulunamamıştır. Fakat bu sonucun sermaye piyasalarının makroekonomik deęişkenlerin tersine hareket ettięi şekilde yorumlanamayacaęı özellikle belirtilmiştir. Buna göre; ülkede istikrarsızlıęın kronik hale gelmesi tüm makroekonomik deęişkenler için belirsizlięi arttırmakta ve yatırımcıların kısa vadeli (miyopik) davranmasına sebep olmaktadır. Ayrıca 1994’te yaşanan ekonomik krizin etkilerinin ölçülebilmesi amacıyla dönemsel bir kukla deęişken kullanılmış; ve bu krizden sonra bazı makroekonomik faktörlerin kendi aralarında ve borsa ile ilişkilerinde duyarlılıęının arttıęı gözlemlenmiştir.

Belen ve Gümrah (2016) tarafından yapılan çalışmanın amacı Türkiye için önemli makroekonomik deęişkenlerden biri olan enflasyon ile hisse senedi piyasası arasındaki ilişkinin incelenmesidir. Buna göre; TCMB tarafından hedeflenen

enflasyon ile gerçekleşen enflasyon arasında yüksek farkların oluşması durumunda, yaşanan bu olayın bir sürpriz niteliğinde algılanması ve hisse senedi piyasasının da buna uygun tepki vermesinin beklendiği ifade edilmiştir. Yapılan bu çalışma, sürpriz olarak adlandırılan olayın hisse senedi piyasasında fiyatlanıp fiyatlanmadığını test etmektedir. Bu amaçla çalışmada Ocak 2006-Şubat 2016 arası aylık TÜFE beklenti ve gerçekleştirmeleri ile Borsa İstanbul 100 Endeksi (BIST 100) verileri kullanılmıştır.

Yapılan analizde olay çalışması yöntemi kullanılmış ve elde edilen bulgulara aşağıda maddeler halinde yer verilmiştir:

- Anormal getiriler mevcuttur; fakat sistematik bir şekilde seyretilmemektedir.
- Olay gününde belirli bir anlamlılık bulunamamıştır.
- Anormal getirilerdeki değişim beklenen, gerçekleşen ve beklenmeyen enflasyon verileri tarafından açıklanamamıştır.

Rastgeldi (2011) tarafından yapılan çalışmada İMKB’de işlem gören tüm hisse senetleri için fiyat ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin tespit edilmesine yönelik analizler yapılmıştır. Bu amaçla 2004-2009 dönemine ilişkin İMKB hisse senedi endeksi, dolar kuru, TÜFE, Tüketici Güven Endeksi ve faiz oranlarına ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada söz konusu değişkenler arasındaki ilişkinin varlığı Çoklu Doğrusal Regresyon Modeli, Granger Nedensellik Testi ve Johansen Eşbütünleşme Analizi kullanılarak analiz edilmiştir.

Yapılan analizler sonucunda; İMKB hisse senedi endeksi ile dolar kuru ve faiz oranları arasında negatif; TÜFE ve Tüketici Güven Endeksi arasında ise pozitif bir ilişki bulunduğu saptanmıştır. Granger nedensellik testi sonuçları incelendiğinde ise; dolar kurundan İMKB hisse senedi endeksine doğru ve İMKB hisse senedi endeksinden Tüketici Güven Endeksine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisinin bulunduğu görülmüştür.

Deniz (2015) tarafından yapılan çalışmada tüm İMKB borsa endeksi yerine sadece elektrik ve iletişim sektörlerinin endeksleri kullanılmış ve söz konusu endeksler

ile bazı makroekonomik faktörler arasındaki ilişkinin tespitine yönelik analiz yapılmıştır.

Çalışmada kullanılan bağımlı değişkenler; Borsa İstanbul Elektrik Sektörü Endeksi ve Borsa İstanbul İletişim Sektörü Endeksi iken; bağımsız değişkenler ise enflasyon, para arzı, Amerikan doları ve altın fiyatlarıdır. Analizde 2007-2014 dönemine ilişkin söz konusu değişkenlerin aylık verileri kullanılmıştır. Ayrıca ekonominin büyümesi temel alınmış ve 2007-2010 arasındaki dönem kriz dönemi; 2010-2014 arasındaki dönem kriz olmayan dönem olarak kabul edilmiştir. Bu ayrımın sebebinin ise, kriz dönemi ve kriz olmayan her iki dönem için de makroekonomik faktörlerin hisse senedi endeksleri üzerindeki etkileri açısından bir fark olup olmadığının belirlenmesi şeklinde ifade edilmiştir.

Yapılan analizler sonucunda elde edilen sonuçlara aşağıda yer verilmiştir.

- Her iki dönemde de (kriz ve kriz olmayan dönem) elektrik sektörü hisse senedi endeksi ile altın ve dolar değişkenleri arasında bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir.
- Kriz döneminde iletişim sektörü hisse senedi endeksi ile hiçbir bağımsız değişken arasında bir ilişki bulunamamıştır. Fakat kriz olmayan dönemde gelecek değerlerinin belirlenmesinde hiçbir faktör etkin olmamakta; kriz olmayan dönemde iletişim sektörü hisse senedi endeksi ile altın ve dolar değişkenleri arasında bir ilişki bulunduğu tespit edilmiştir.

Gürtay (2017) tarafından yapılan çalışmada BİST 100 endeksinde işlem gören tüm hisse senetleri için fiyat ile işlem hacmi arasındaki ilişkinin varlığı test edilmiştir. Buna göre; Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşbütünleşme testi ve Granger Nedensellik Analizi uygulanmıştır. Çalışmada 01.03.2002-10.06.2016 dönemine ilişkin BİST100 endeksi, işlem hacmi, faiz oranları ve döviz kuru değişkenlerine ait aylık veriler kullanılmıştır.

Yapılan analizler sonucunda deęişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca Granger nedensellik analizi sonucunda; BİST100 endeksi ile faiz oranları ve işlem hacmi arasında, faiz oranlarından ve işlem hacminden BİST100 hisse senedi fiyatlarına doğru olmak üzere tek yönlü ilişki tespit edilmiştir. Fakat döviz kuru ile BİST100 endeksi arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi tespit edilememiştir.

Öztürk (2008) tarafından yapılan çalışmanın konusu makroekonomik faktörlerin İMKB Ulusal 100 endeksinde gözlenen volatilité üzerindeki etkisinin incelenmesidir. Bu amaçla sanayi üretim endeksi, enflasyon(TÜFE, TEFE), para arzı (Merkez Bankası Parası, M1, M2, M2Y) ve nominal faiz oranı (hazine faiz oranı, bankalar arası gecelik faiz oranı), İMKB Ulusal-100 Endeksi ve İMKB işlem miktarı, döviz sepeti ve cari açık/GSYH deęişkenleri analize dahil edilmek üzere seçilmiştir. 1997-2006 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmanın sonuçlarına aşağıda maddeler halinde yer verilmiştir.

- Analizde yer verilen tüm bağımsız deęişkenler arasından sadece faiz oranı deęişkeninin İMKB Ulusal-100 Endeksinin Granger Nedeni olduęu,
- İMKB Ulusal-100 Endeksinin ise hazine bonosu faiz oranı, gecelik faiz oranı, merkez bankası parası, döviz sepeti, yabancıların İMKB işlemleri, cari açık/GSYH ve sanayi üretim endeksi deęişkenlerinin Granger Nedeni olduęu tespit edilmiştir.
- Çalışmada ayrıca İMKB Ulusal-100 Endeksi ile dięer deęişkenler arasındaki dinamik etkileşimleri belirleyebilmek için Vektör Ardışık Bağlanımı (VAR) yöntemi kullanılmış ve Ulusal100 Endeksinin bankalar arası gecelik faiz oranı, İMKB işlem miktarı, TÜFE, döviz sepeti, Ulusal-100 Endeksi, M2 ve yabancıların İMKB işlemleri deęişkenleri dışında çalışmada yer alan dięer deęişkenlerde meydana gelen bir standart sapmalılık şoklara gösterdięi tepkilerin anlamlı olmadığı görülmüştür.

- Varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre ise, Ulusal-100 Endeksi varyansının önemli oranda kendi ve İMKB işlem miktarının geçmiş şokları ile açıklandığı belirlenmiştir.
- Schwert Volatilite Endeksi kullanılarak analizde yer alan tüm değişkenlerin volatilite endeksleri oluşturulmuş ve söz konusu endeksler arasındaki ilişkiler de Granger Nedensellik Analizi ve VAR yöntemi kullanılarak incelenmiştir. Buna göre; cari açık/GSYH volatilitesi dışında çalışmada yer alan diğer değişkenlerin volatilitelerinin İMKB Ulusal-100 Endeksi volatilitelerinin Granger Nedeni olduğu, Ulusal-100 Endeksi volatilitelerinin ise TEFE değişkeni volatilitesi dışında çalışmada yer alan diğer değişkenlerin volatilitelerinin Granger Nedeni olduğu belirlenmiştir.
- VAR Analizi sonucunda ise; Ulusal-100 Endeksi volatilitelerinin sadece cari açık/GSYH, İMKB işlem miktarı, Ulusal-100 Endeksi ve yabancıların İMKB işlemleri değişkenlerinin volatilitelerinde meydana gelen bir standart sapmalı şoklara gösterdiği tepkilerin anlamlı olduğu tespit edilmiştir.
- Varyans ayrıştırma analizi sonuçlarına göre; Ulusal-100 Endeksi volatilite varyansının önemli oranda kendi volatilitelerinin ve İMKB işlem miktarı volatilitelerinin geçmiş şokları ile açıklanabildiği belirlenmiştir.

Gaygusuz (2008) tarafından yapılan çalışmada hisse senedi piyasalarındaki volatilite ile işlem hacmi arasındaki ilişki etkin piyasalar hipotezi tarihleri arasındaki İMKB-100 endeksi ve işlem hacmi değişkenlerine ilişkin günlük veriler kullanılmıştır. Yapılan Granger Nedensellik Analizi sonuçlarına göre; İMKB-100 endeksinden işlem hacmine doğru tek yönlü bir nedenselliğin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sebeple etkin piyasa hipotezine göre, İMKB'nin etkin olmadığı ve ayrıca İMKB'de dağılımların karışımı hipotezi reddedilirken bilginin sıralı varışı hipotezinin kabul edildiği şeklinde sonuçlar yorumlanmıştır.

Savaş ve Şamiloğlu (2010) tarafından yapılan çalışmada İMKB-100 Ulusal endeksi yer alan tüm hisse senetlerine ilişkin getiriler ile seçilmiş bazı makroekonomik faktörler arasındaki ilişki incelenmiştir. Bu amaçla 1986:1-2008:3 dönemine ilişkin üç

aylık veriler kullanılmıştır. Çalışmada yer verilen makroekonomik değişkenler; ile geniş para arzı , endüstriyel üretim , reel efektif döviz kuru oranları,uzun dönem yerel faiz oranları ve yabancı faiz oranlarıdır. Eşbütünleşme analizi için ARDL yöntemi kullanılmıştır. Sonuç olarak; analizde kullanılan değişkenlerin çoğuyla hisse senedi getirileri arasında uzun dönemli ilişkinin var olduğu tespit edilmiştir.

Yapraklı ve Güngör (2014) tarafından çalışmada Türkiye’de hisse senedi fiyatları ile politik ve finansal ülke riskleri arasındaki ilişkinin varlığının tespit edilmesi amaçlanmıştır. Çalışmada kullanılan ülke risk primleri, ICRG (International Country Risk Guide)'den temin edilmiştir. Yapılan analizlerde 1986:1-2006:12 dönemine ilişkin, İMKB 100 endeksi, ekonomik, finansal ve politik risk primi değişkenleri kullanılmıştır.

Johansen- Juselius Eşbütünleşme Testi sonucuna göre; ekonomik, finansal ve politik risk primleri ile İMKB 100 bileşik endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin olduğu gözlenmiştir. Ayrıca Granger nedensellik analizi sonucunda ekonomik risk ve politik riskten İMKB 100 endeksine doğru bir nedenselliğin bulunduğu sonucuna ulaşılmıştır. Regresyon tahminleri ise, tüm ülke risklerinin (ekonomik, finansal ve politik) hisse senedi fiyatlarını beklendiği üzere olumsuz etkilediğini göstermektedir.

Özer, Kaya ve Özer (2011) tarafından yapılan çalışmada 1996-2009 dönemine ilişkin aylık veriler kullanılmış ve İMKB-100 endeksi ile seçilen bazı makroekonomik değişkenler arasında bir ilişkinin olup olmadığı test edilmiştir. Seçilen makroekonomik değişkenler şu şekildedir: faiz oranı, para arzı, dış ticaret dengesi, sanayi üretim endeksi, altın fiyatları, döviz kuru ve tüketici fiyat endeksidir. Çalışma En Küçük Kareler Tahmin Yöntemi, Johansen-Juselius Eşbütünleşme Testi, Granger Nedensellik Testi ve VEC modelleri uygulanmıştır. Yapılan analizler sonucunda hisse senetleri fiyatları ile fiyat endeksi, faiz oranı, para arzı, dış ticaret dengesi ve sanayi üretim endeksi arasında uzun dönemli bir ilişkinin varlığı tespit edilmiştir.

Mutan ve Çanakçı (2007) tarafından hazırlanan raporda, Ocak 2000-Nisan 2007 döneminde makroekonomik gelişmelerin Türk hisse senedi piyasası üzerindeki

etkisi incelenmiştir. Bu amaçla sanayi üretim endeksi; para arzı ve enflasyon etkisi ölçülecek makroekonomik değişkenler olarak seçilmiştir. Aylık bazda veriler kullanılmış ve analizlerde En Küçük Kareler Yöntemi ile ARCH Testi sonuçlarına yer verilmiştir. Buna göre; para arzındaki artışın endeks getirisini pozitif yönde, enflasyonun ise getiri ile negatif yönde bir ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Sanayi üretim endeksinin ise getiri üzerinde herhangi bir istatistiksel etkisi olmadığı tespit edilmiştir.

Son olarak BIST-30, BIST-50 ve BIST-100 endekslerinin ayrı ayrı ele alındığı ve seçilen bazı makroekonomik faktörlerin söz konusu endeks getirileri üzerindeki etkilerinin araştırıldığı bir çalışma yapılmıştır (Budak, Ölmez Cangı ve Tuna (2017)). Bu çalışmada, BIST-30, BIST-50 ve BIST-100 endekslerinin bağımlı olduğu üç farklı model kurulmuş ve kısa ve uzun dönem parametreleri açısından bilgi vermesi amacıyla sınır testi ve gecikmesi dağıtılmış otoregresif model (ARDL) kullanılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre; her üç model için yapılan sınır testinde de BIST-30 %10, BIST-50 %5 ve BIST-100 %5 seviyesinde eşbütünleşme ilişkisine sahip olabileceği görülmüştür. ARDL testi sonuçlarına göre ise, uzun dönemde bağımlı değişken olarak belirlenen üç endeks ile döviz, faiz oranı ve ÜFE arasında bir eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

UYGULAMA

3.1. Borsa İstanbul Hakkında

3.1.1. Tarihçesi ve Gelişimi

Finansal piyasalar ulusal ve uluslararası açıdan ekonomiler için büyük önem arz etmektedir. Şöyle ki; bir ekonomide finansal piyasaların görevi yatırımların doğru yerlere kanalize edilmesi ve bu amaçla potansiyel yatırımcılar ile fon sahiplerini buluşturması olarak özetlenebilir. Bankalar ve bankacılık dışı faaliyetlerde bulunan diğer finansal kurumlar ile sermaye piyasaları, finansal piyasaların temel yapı taşı olarak görülmektedir. Menkul kıymet borsaları ise, sermaye piyasaları içerisinde öne çıkan pazarlardan biridir. Özellikle uzun dönemli yatırım ufkuna sahip olan yatırımcıların kısa vadeli yatırım araçları yerine menkul kıymet borsası gibi uzun vadeli yatırım imkanı sağlayan piyasalara yöneldiği düşünülmektedir.

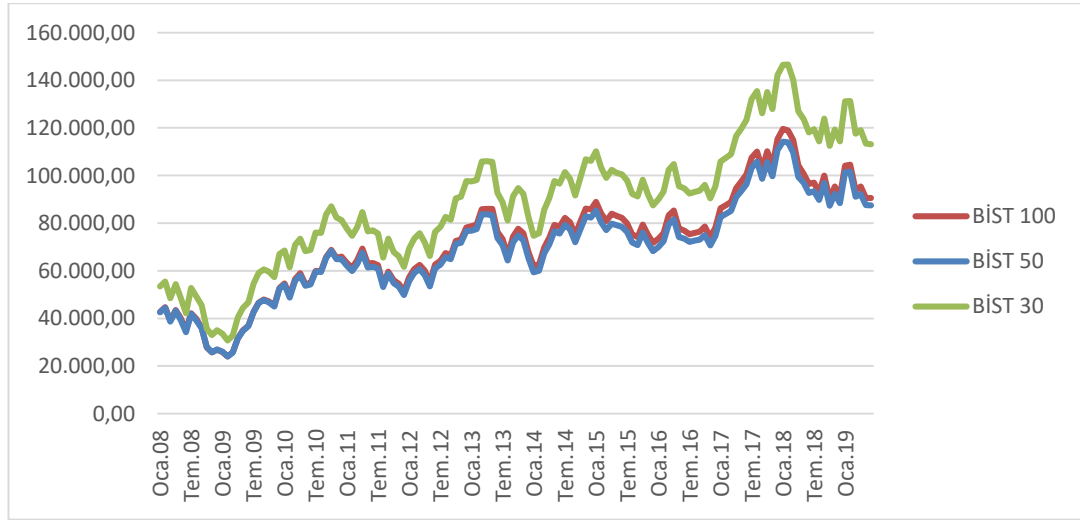
Modern finans dünyasında borsalar, borsada işlem görmesi kabul edilen menkul kıymetlerin ve diğer sermaye piyasası araçlarının, Kanun Hükmünde Kararnamede yazılı esaslar dahilinde, belli kurallara göre güven ve istikrar içinde alım-satımına olanak sağlayan, oluşan fiyatları saptamaya ve açıklamaya yetkili bulunan, tüzel kişiliğe sahip kamu kurumlarıdır. Borsalar, SPK'nın teklifi üzerine Bakanlığın izni ile kurulur. Tarihte 1531'de Belçika'da ilk fuarı kuran "Van der Beurs" ailesinin isminden yararlanılarak "Borsa" kelimesinin türetildiği tahmin edilmektedir. (Perçin, 2017).

Ülkemizde borsanın oluşum ve gelişimine ilişkin aşamalar aşağıda maddeler halinde verilmiştir.

- 1866 yılında "Dersaadet Tahvilat Borsası"nın kuruluşu (Fertekliçil. 1993:21-22; Soydemir ve Akyüz. 2015:108),

- 1983'te Menkul Kıymetler Borsaları Hakkında Kanun Hükmünde Kararname'nin çıkarılması,
- 26 Aralık 1985'te İMKB'nin resmi bir törenle açılarak faaliyete başlaması,
- 26 Temmuz 1995'te İstanbul Altın Borsası'nın faaliyete geçmesi,
- 2013 yılında İMKB'nin adının "Borsa İstanbul A.Ş." olarak değiştirilmesi,
- 2013'te Borsa İstanbul Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası (VİOP) alım satım platformları ile Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsası A.Ş.'nin (VOBAŞ) birleştirilerek tüm vadeli işlem ve opsiyon sözleşmelerinin Borsa İstanbul'da VİOP'ta işlem görmeye başlaması. (Perçin, 2017)

Aşağıdaki grafikte BİST 30, BİST 50 ve BİST 100 endekslerinin Ocak 2008-Haziran 2019 dönemine ilişkin tarihsel gelişimi verilmiştir.



Kaynak: www.borsaistanbul.com

Şekil 1: Borsa İstanbul Endeks Değerleri, Ocak 2008 - Haziran 2019

3.1.2. Finansal Bilgiler

2015-2018 döneminde BIST-100'de işlem gören şirketlerin sayısı 308'den 327'ye yükselmiştir. Söz konusu dönemde işlem gören hisse senetlerine ilişkin sektör bilgileri aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 1. Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında Dağılımı

| Endeks | 2015 YS | 2016 YS | 2017 YS | 2018 YS |
|-------------------------|---------|---------|---------|---------|
| BIST BANKA | 11 | 11 | 13 | 13 |
| BIST HOLDİNG VE YATIRIM | 37 | 32 | 35 | 35 |
| BIST TİCARET | 20 | 16 | 17 | 17 |
| BIST HİZMETLER | 58 | 52 | 54 | 61 |
| BIST MALİ | 87 | 81 | 88 | 93 |
| BIST SİNAİ | 149 | 145 | 150 | 157 |
| BIST TEKNOLOJİ | 14 | 14 | 15 | 16 |
| BIST TÜM | 308 | 292 | 307 | 327 |

(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

2018 yılında 2017 yılına göre BIST-100 endeksinde hem halka açıklık oranında hem de halka açıklık fiili dolaşım oranında düşüş yaşandığı görülmektedir. Özellikle sektör bazında incelendiğinde ise, BIST Banka endeksinde 2018'de bir önceki yıla göre %6 düşüş görülürken, BIST Ticari endeksinde %5 artış yaşanmıştır. Detay bilgilere aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 2. Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında Halka Açıklık Oranları

| ENDEKS | HALKA AÇIKLIK ORANI | | | HALKA AÇIKLIK ORANI (FİİLİ DOLAŞIM) | | |
|-------------------------|---------------------|--------|--------|-------------------------------------|--------|--------|
| | 2016 | 2017 | 2018 | 2016 | 2017 | 2018 |
| BIST BANKA | 46.04% | 43.87% | 37.45% | 35.55% | 32.81% | 20.77% |
| BIST HOLDİNG VE YATIRIM | 38.91% | 41.05% | 42.80% | 30.01% | 33.32% | 33.67% |
| BIST TİCARET | 49.47% | 56.59% | 61.40% | 37.33% | 44.19% | 52.63% |
| BIST 30 | 40.29% | 40.76% | 44.30% | 35.58% | 37.77% | 40.67% |
| BIST 50 | 39.75% | 40.86% | 41.11% | 34.61% | 36.67% | 36.60% |
| BIST 100 | 40.03% | 41.23% | 41.69% | 33.54% | 35.38% | 35.97% |
| BIST HİZMETLER | 36.88% | 40.90% | 43.33% | 28.00% | 35.04% | 38.36% |
| BIST MALİ | 43.83% | 43.09% | 39.81% | 33.78% | 33.11% | 25.18% |
| BIST SİNAİ | 39.77% | 40.88% | 39.05% | 30.49% | 32.22% | 30.58% |
| BIST TEKNOLOJİ | 25.48% | 21.26% | 28.78% | 22.24% | 19.49% | 27.45% |
| BIST TÜM | 40.67% | 41.00% | 39.84% | 31.28% | 32.63% | 29.47% |

(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

2018 yılında BIST tüm endeksinde TL bazında toplamda %8 düşüş kaydederken, Türk lirasının Amerikan doları karşısında yaşadığı büyük değer kaybı sebebiyle ABD doları bazında endeksin %34 düşüş yaşadığı görülmüştür. Endeks bazında incelendiğinde ise; TL bazında yalnızca BIST Banka endeksi %10 artış göstermiştir. Sektör bazında en yüksek düşüş %18 ile BIST teknoloji endeksinde görülmüştür. ABD Doları bazında tüm endekslerde düşüş yaşanırken; en yüksek düşüş sektör bazında %41 ile BIST Teknoloji ve BIST Holding ve Yatırım endekslerinde görülmektedir.

Tablo 3. Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında Piyasa Değerleri (2016-2018)

| MİLYON TL | 31.12.2016 | 31.12.2017 | 31.12.2018 | Yıllık Değişim |
|-------------------------|------------|------------|------------|----------------|
| BİST BANKA | 145,491 | 209,312 | 229,698 | 10% |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 89,508 | 123,345 | 102,712 | -17% |
| BİST TİCARET | 31,141 | 45,705 | 44,629 | -2% |
| BİST 30 | 393,806 | 562,566 | 434,956 | -23% |
| BİST 50 | 444,140 | 633,719 | 530,188 | -16% |
| BİST 100 | 498,419 | 721,155 | 589,759 | -18% |
| BİST HİZMETLER | 113,235 | 173,643 | 152,460 | -12% |
| BİST MALİ | 267,025 | 370,692 | 363,190 | -2% |
| BİST SİNAİ | 186,499 | 275,493 | 239,836 | -13% |
| BİST TEKNOLOJİ | 16,265 | 36,842 | 30,385 | -18% |
| BİST TÜRÜM | 583,023 | 856,670 | 785,872 | -8% |
| | | | | |
| MİLYON ABD DOLARI | 31.12.2016 | 31.12.2017 | 31.12.2018 | Yıllık Değişim |
| BİST BANKA | 41,342 | 55,492 | 43,495 | -22% |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 25,434 | 32,701 | 19,449 | -41% |
| BİST TİCARET | 8,849 | 12,117 | 8,451 | -30% |
| BİST 30 | 111,902 | 149,147 | 82,362 | -45% |
| BİST 50 | 126,205 | 168,011 | 100,395 | -40% |
| BİST 100 | 141,629 | 191,191 | 111,676 | -42% |
| BİST HİZMETLER | 32,176 | 46,036 | 28,870 | -37% |
| BİST MALİ | 75,877 | 98,277 | 68,773 | -30% |
| BİST SİNAİ | 52,995 | 73,038 | 45,415 | -38% |
| BİST TEKNOLOJİ | 4,622 | 9,768 | 5,754 | -41% |
| BİST TÜRÜM | 165,669 | 227,119 | 148,811 | -34% |

(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

2018 yılında Borsa İstanbul'un nominal işlem hacmi bir önceki yıla göre %21 artış göstermiştir. Bu artışla birlikte işlem hacmi TL bazında toplamda 2 katrilyon seviyesine yaklaşmıştır. Nominal ve TL bazlı işlem hacminde ciddi artışlar görülürken kur etkisiyle ABD doları cinsinden işlem hacmi %6 artmış ve 420 milyar ABD doları ile tarihi yüksek seviyelere çıkmıştır. TL bazlı en yüksek artış 2017 yılına göre %72 ile Teknoloji endeksi olurken, onu %44 ile BİST Sınai endeksi ve %43 ile BİST Ticaret endeksi takip etmiştir. Dolar bazlı en yüksek artış yine BİST Teknoloji endeksi olurken, Borsa'nın lokomotifi olan Banka endeksinin işlem hacmi artışı TL'de %36, ABD doları bazında ise %3 seviyesinde kalmıştır. Nominal olarak %84 artan hacmin Türk lirasının ABD doları karşısında yaşadığı düşüşün etkisiyle dolar bazlı işlem hacmine yansması çok daha sınırlı olmuştur.

Tablo 4. Borsa Şirketlerinin Endeks Bazında İşlem Hacimleri

| NOMİNAL DEĞER (Milyon) | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2016-2017 Değişim | 2017-2018 Değişim |
|-------------------------|-----------|---------|-----------|-----------|----------------------|----------------------|
| BİST BANKA | 67,264 | 63,423 | 50,677 | 93,192 | -20% | 84% |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 23,608 | 24,612 | 51,245 | 48,430 | 108% | -5% |
| BİST TİCARET | 5,325 | 5,806 | 8,521 | 8,714 | 47% | 2% |
| BİST 30 | 110,829 | 113,997 | 129,423 | 190,863 | 14% | 47% |
| BİST 50 | 128,203 | 137,429 | 163,415 | 236,148 | 19% | 45% |
| BİST 100 | 155,893 | 170,080 | 224,390 | 297,696 | 32% | 33% |
| BİST HİZMETLER | 30,274 | 44,834 | 61,984 | 73,230 | 38% | 18% |
| BİST MALİ | 106,253 | 104,457 | 136,544 | 172,215 | 31% | 26% |
| BİST SİNANİ | 47,500 | 56,817 | 112,693 | 129,505 | 98% | 15% |
| BİST TEKNOLOJİ | 3,129 | 2,523 | 4,991 | 6,769 | 98% | 36% |
| BİST TÜM | 187,105 | 208,632 | 316,212 | 381,719 | 52% | 21% |
| MİLYON TL | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2016-2017 Değişim | 2017-2018 Değişim |
| BİST BANKA | 467,838 | 410,050 | 361,921 | 491,432 | -12% | 36% |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 74,102 | 72,559 | 125,010 | 142,179 | 72% | 14% |
| BİST TİCARET | 32,643 | 30,836 | 39,036 | 55,981 | 27% | 43% |
| BİST 30 | 737,413 | 724,598 | 907,712 | 1,415,569 | 25% | 56% |
| BİST 50 | 811,769 | 822,054 | 1,071,257 | 1,602,514 | 30% | 50% |
| BİST 100 | 929,040 | 920,312 | 1,248,137 | 1,763,535 | 36% | 41% |
| BİST HİZMETLER | 175,693 | 221,754 | 334,134 | 470,925 | 51% | 41% |
| BİST MALİ | 577,225 | 521,578 | 565,934 | 692,095 | 9% | 22% |
| BİST SİNANİ | 234,191 | 239,421 | 464,875 | 668,888 | 94% | 44% |
| BİST TEKNOLOJİ | 23,430 | 16,552 | 78,053 | 134,224 | 372% | 72% |
| BİST TÜM | 1,010,456 | 999,305 | 1,442,996 | 1,966,132 | 44% | 36% |
| MİLYON ABD DOLARI | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 | 2016-2017 Değişim | 2017-2018 Değişim |
| BİST BANKA | 173,736 | 136,712 | 98,801 | 101,775 | -28% | 3% |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 27,700 | 24,095 | 34,404 | 30,955 | 43% | -10% |
| BİST TİCARET | 12,087 | 10,220 | 10,730 | 11,873 | 5% | 11% |
| BİST 30 | 273,765 | 241,880 | 247,804 | 296,901 | 2% | 20% |
| BİST 50 | 301,304 | 274,395 | 292,654 | 338,745 | 7% | 16% |
| BİST 100 | 345,385 | 307,004 | 341,443 | 374,845 | 11% | 10% |
| BİST HİZMETLER | 65,178 | 74,247 | 91,434 | 101,297 | 23% | 11% |
| BİST MALİ | 214,599 | 173,762 | 154,937 | 145,973 | -11% | -6% |
| BİST SİNANİ | 87,290 | 79,525 | 127,550 | 144,964 | 60% | 14% |
| BİST TEKNOLOJİ | 8,714 | 5,452 | 21,129 | 27,339 | 288% | 29% |
| BİST TÜM | 375,753 | 332,986 | 395,049 | 419,573 | 19% | 6% |

(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Aşağıdaki tabloda verilen net yabancı giriş ve çıkışları incelendiğinde; 2018 yılında BİST tüm endekslerde toplamda yaklaşık 2 milyar ABD doları sermaye çıkışı olduğu görülmektedir. Sektör bazında bakıldığında en yüksek sermaye çıkışının 1,2 milyar ABD doları ile BİST Mali endeksinde olduğu ve onu 1,1 milyar ABD doları ile BİST Banka endeksinin takip ettiği görülmüştür.

Tablo 5. Borsa İstanbul'da Yabancı Giriş ve Çıkışları (Net)

| Milyon ABD Doları | 2014 | 2015 | 2016 | 2017 | 2018 |
|-------------------------|-------|---------|-------|-------|---------|
| BİST BANKA | 1,048 | (1,542) | 897 | 671 | (1,104) |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 239 | 27 | 160 | 328 | (67) |
| BİST TİCARET | (9) | (25) | (124) | 53 | (81) |
| BİST 30 | 1,784 | (2,553) | 695 | 1,739 | (1,748) |
| BİST 50 | 1,963 | (2,794) | 710 | 1,822 | (1,947) |
| BİST 100 | 2,058 | (2,739) | 708 | 1,808 | (2,008) |
| BİST HİZMETLER | 233 | (675) | (714) | 1,094 | (431) |
| BİST MALİ | 1,430 | (1,500) | 1,181 | 837 | (1,209) |
| BİST SİNÂİ | 535 | (361) | 224 | 226 | (542) |
| BİST TEKNOLOJİ | 78 | 34 | (15) | (369) | 205 |
| BİST TÜM | 165 | (2,503) | 1,798 | (325) | (2,036) |

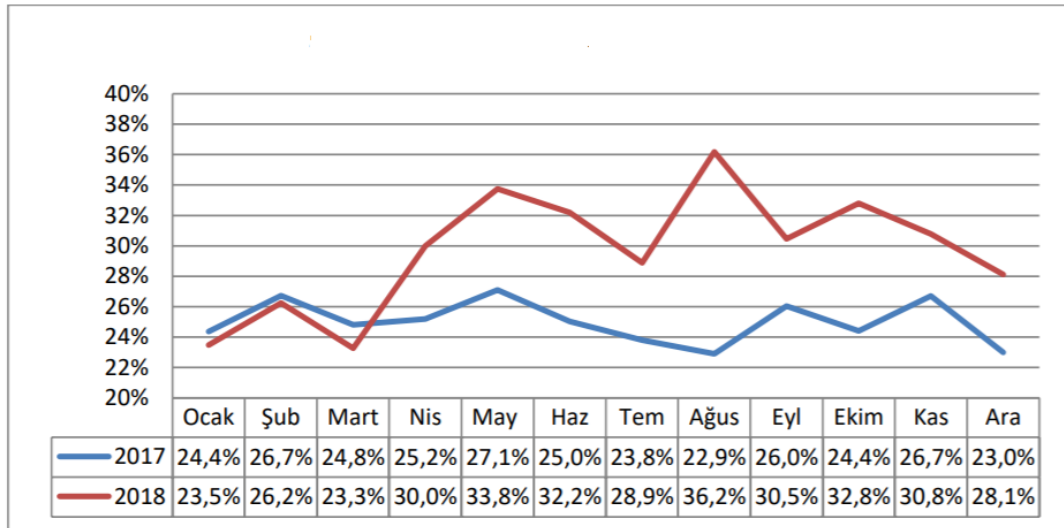
(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Yabancı yatırımcıların BİST Tüm işlem hacmindeki payı 2017 yılının son çeyreğine göre, 2018 yılının son çeyreğinde %6 oranında artış göstererek %31 olarak gerçekleşmiştir. 2017’de tüm endeksler bazında en yüksek yabancı payı %35 ile BİST Banka endeksinde gerçekleşirken, 2018 yılında yabancıların işlem hacmindeki payının en yüksek olduğu endeks %37 ile BİST Holding ve Yatırım endeksi olmuştur. En düşük ise 2017’de %18 ile, 2018’de ise %21 ile BİST Teknoloji’de görülmüştür.

Tablo 6. Borsa İstanbul'da Uyruk Bazında İşlem Hacminin Dağılımı (2017-2018)

| ENDEKS | 2018 | | 2018 4 Ç | | 2018 3 Ç | | 2018 2 Ç | | 2018 1 Ç | | 2017 | | 2017 4 Ç | |
|-------------------------|---------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|----------|-------|---------|-------|----------|-------|
| | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli |
| BIST TÜM | 30% | 70% | 31% | 69% | 32% | 68% | 32% | 68% | 24% | 76% | 25% | 75% | 25% | 75% |
| BIST 030 | 35% | 65% | 36% | 64% | 35% | 65% | 37% | 63% | 33% | 67% | 34% | 66% | 32% | 68% |
| BIST 050 | 34% | 66% | 35% | 65% | 34% | 66% | 35% | 65% | 30% | 70% | 31% | 69% | 30% | 71% |
| BIST 100 | 32% | 68% | 34% | 67% | 34% | 66% | 34% | 66% | 27% | 73% | 28% | 72% | 27% | 73% |
| BIST SINAİ | 26% | 74% | 27% | 73% | 29% | 71% | 28% | 72% | 19% | 81% | 21% | 79% | 19% | 81% |
| BIST HİZMETLER | 33% | 67% | 34% | 66% | 36% | 64% | 35% | 65% | 27% | 73% | 24% | 76% | 27% | 73% |
| BIST TİCARET | 43% | 57% | 45% | 55% | 48% | 52% | 47% | 53% | 30% | 70% | 31% | 69% | 43% | 57% |
| BIST MALİ | 33% | 67% | 32% | 68% | 35% | 65% | 37% | 63% | 29% | 71% | 30% | 70% | 31% | 70% |
| BIST BANKA | 35% | 65% | 33% | 67% | 34% | 66% | 37% | 63% | 36% | 64% | 35% | 65% | 36% | 64% |
| BIST HOLDİNG VE YATIRIM | 37% | 63% | 38% | 62% | 42% | 58% | 44% | 56% | 25% | 75% | 28% | 72% | 28% | 72% |
| BIST TEKNOLOJİ | 21% | 79% | 24% | 76% | 20% | 80% | 21% | 79% | 19% | 81% | 18% | 82% | 18% | 83% |

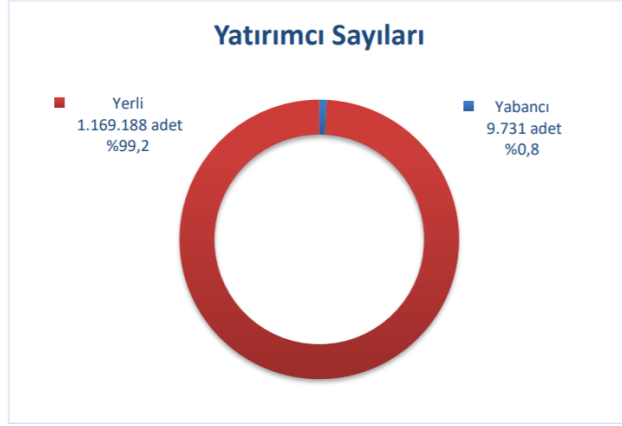
(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)



(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

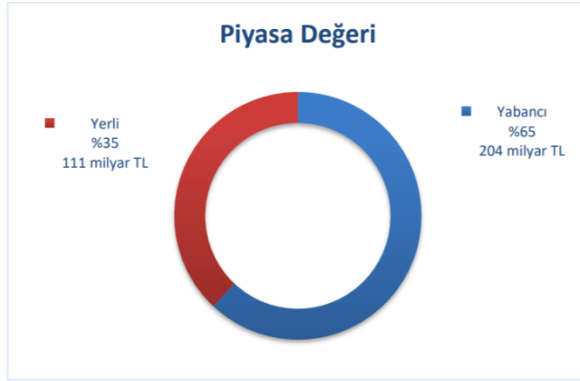
Şekil 2: Borsa İstanbul Tüm İşlem Hacminde Yabancı Payı (2017-2018)

2018 yıl sonu itibariyle uyruk bazında yatırımcı sayıları, piyasa değerleri ve yatırımcı tiplerine aşağıdaki grafiklerde yer verilmiştir.



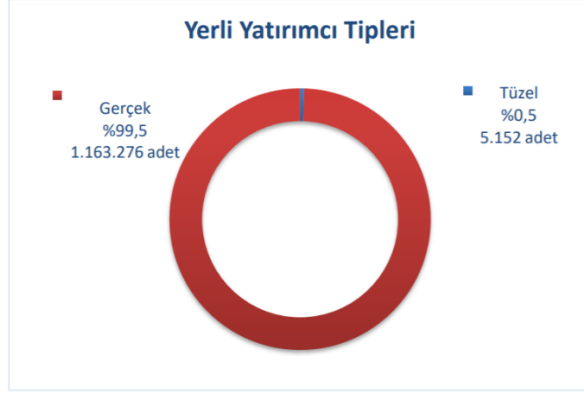
(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Şekil 3: Borsa İstanbul'da Uyruk Bazında Yatırımcı Sayıları (2018)



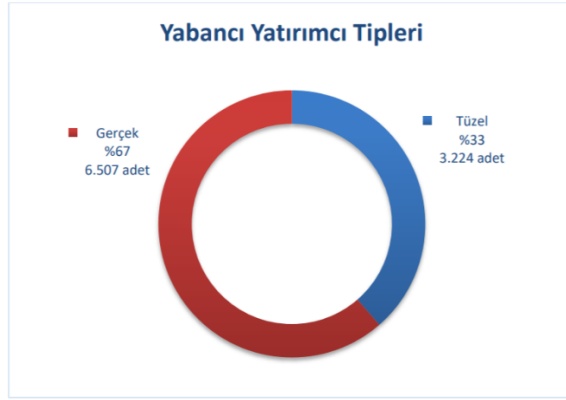
(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Şekil 4: Borsa İstanbul'da Uyruk Bazında Yatırımcıların Piyasa Değeri



(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Şekil 5: Borsa İstanbul'da Yerli Yatırımcı Tipleri



(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Şekil 6: Borsa İstanbul'da Yerli Yatırımcı Tipleri

2018 sonu itibarıyla Borsa İstanbul'daki 1 milyon 179 bin yatırımcının %99,2'si yerlidir. Yerli yatırımcıların %99,5'ini oluşturan bireysel yatırımcılar, yerli portföy değerinin %55'ini elinde bulundurmaktadır. Toplam yatırımcı sayısının %0,8'ini oluşturan yabancı yatırımcıların işlem hacmindeki payı %30, piyasa değerindeki payı ise %65 seviyesindedir.

Ayrıca 2018'in son çeyreğinde BİST Tüm endekslerde hem yabancı hem de yerli uyruklu yatırımcıların portföy değerlerinde sırasıyla 28 milyar TL ve 10 Milyar TL düşüş görülmüştür. 2018 yılının son çeyreğinde bir önceki çeyreğe göre; sektör

bazında bakıldığında yabancı yatırımcılar için BİST Holding ve Yatırımlar endeksi hariç tüm endekslerde yükseliş görülmektedir. Yerli yatırımcılar için ise; sadece BİST Ticaret portföyünde küçük bir artış görülmüştür.

Tablo 7. Borsa İstanbul'da Endeks ve Uyruk Bazında Portföy Değerleri (Milyar TL)

| Portföy Değeri Milyar TL | Ara.18 | | Eyl.18 | | Haz.18 | | Mar.18 | | Ara.17 | |
|-----------------------------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|---------|-------|
| | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli | Yabancı | Yerli |
| BİST TÜM | 204 | 109 | 199 | 119 | 196 | 116 | 235 | 130 | 232 | 119 |
| BİST 100 | 163 | 83 | 175 | 92 | 173 | 86 | 207 | 97 | 209 | 89 |
| BİST 30 | 139 | 53 | 148 | 59 | 144 | 52 | 170 | 54 | 177 | 52 |
| BİST 50 | 149 | 69 | 159 | 76 | 155 | 68 | 190 | 74 | 193 | 66 |
| BİST SİNAİ | 52 | 41 | 64 | 47 | 60 | 46 | 67 | 51 | 67 | 46 |
| BİST HİZMETLER | 47 | 19 | 46 | 20 | 42 | 21 | 52 | 26 | 49 | 22 |
| BİST MALİ | 102 | 43 | 87 | 45 | 91 | 44 | 114 | 49 | 113 | 47 |
| BİST TEKNOLOJİ | 3 | 6 | 3 | 7 | 3 | 6 | 3 | 5 | 3 | 5 |
| BİST TİCARET | 22 | 6 | 18 | 5 | 17 | 7 | 17 | 9 | 18 | 8 |
| BİST BANKA | 68 | 18 | 50 | 18 | 58 | 17 | 76 | 18 | 74 | 18 |
| BİST HOLDİNG VE YATIRIM | 29 | 15 | 32 | 16 | 28 | 16 | 31 | 18 | 33 | 18 |

(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

Borsa İstanbul'da 2018'de en yüksek portföy değerine sahip ilk üç ülkenin ABD, İngiltere ve Rusya Federasyonu olduğu görülmüştür. ABD'de yerleşik 1.219 adet yatırımcının toplam yabancı yatırımların %29'una sahip olduğu görülmektedir.

Tablo 8. Borsa İstanbul'da Yabancı Yatırımcıların Portföy Değeri ve Yatırımcı Sayısı Sıralaması

| | Adres Ülkesi | Portföy Değeri (Milyon \$) | Payı |
|----|-----------------------------|----------------------------|------|
| 1 | AMERİKA BİRLEŞİK DEVLETLERİ | 11.344 | 29% |
| 2 | BİRLEŞİK KRALLIK | 5.168 | 13% |
| 3 | RUSYA FEDERASYONU | 2.981 | 8% |
| 4 | KATAR | 2.792 | 7% |
| 5 | LÜKSEMBURG | 2.778 | 7% |
| 6 | İRLANDA | 1.492 | 4% |
| 7 | SİNGAPUR | 1.044 | 3% |
| 8 | HOLLANDA | 1.040 | 3% |
| 9 | CAYMAN ADALARI | 935 | 2% |
| 10 | KANADA | 717 | 2% |
| | DİĞER | 8.382 | 22% |

(Kaynak: MKK, Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII)

3.2. Çalışmada Kullanılan Değişkenlere İlişkin Temel İstatistiksel Özellikler

Çalışmamızın uygulama bölümünde analize konu olan değişkenlere ilişkin temel istatistiksel bilgiler aşağıdaki tabloda verilmiştir. Bu bölümde BİST-100 endeksinde volatiliteye neden olan makroekonomik faktörlerin tespit edilmesi amaçlanmıştır.

Tablo 9. Analizde Kullanılan Değişkenlere İlişkin Betimleyici İstatistikler

| | BIST100 | TR2 | TR5 | AB3 | AB5 | AB10 | ABD2 | ABD5 | ABD10 | SEPETKUR | M2Y |
|-------------|---------|--------|--------|------|------|-------|-------|------|-------|----------|---------------|
| Ortalama | 67.174 | 10,41 | 10,73 | 1,37 | 1,88 | 2,83 | 0,78 | 1,66 | 2,55 | 2,40 | 841.000.000 |
| Medyan | 69.005 | 9,23 | 9,67 | 1,38 | 2,05 | 3,14 | 0,64 | 1,64 | 2,41 | 2,12 | 750.000.000 |
| Maximum | 115.333 | 23,91 | 26,13 | 4,60 | 4,63 | 4,77 | 2,66 | 3,43 | 4,07 | 4,22 | 1.630.000.000 |
| Minimum | 24.027 | 5,14 | 5,75 | - | - | 0,45 | 0,20 | 0,59 | 1,45 | 1,45 | 348.000.000 |
| Std. Sapma | 19.732 | 3,68 | 3,58 | 1,32 | 1,36 | 1,36 | 0,55 | 0,64 | 0,69 | 0,70 | 360.000.000 |
| Yatıklık | - | 0,15 | 1,84 | 1,86 | 0,36 | 0,02 | -0,35 | 1,56 | 0,49 | 0,45 | 0,53 |
| Basıklık | 2,82 | 6,26 | 6,49 | 2,19 | 1,67 | 1,54 | 5,22 | 3,03 | 2,18 | 2,80 | 2,12 |
| Jarque-Bera | 0,61 | 121,34 | 130,03 | 5,85 | 8,82 | 13,22 | 73,46 | 4,90 | 7,33 | 15,95 | 9,43 |
| Olasılık | 0,74 | 0,00 | 0,00 | 0,05 | 0,01 | 0,00 | 0,00 | 0,09 | 0,03 | 0,00 | 0,01 |

Yukarıdaki tabloda 2008-2017 dönemine ilişkin aylık olarak incelenen verilerin betimleyici istatistiklerine yer verilmiştir. Buna göre; tablodan yola çıkarak elde edilen bazı gözlemler şöyle sıralanabilir:

- BİST-100 endeksi 2008-2017 döneminde minimum 24.027, maksimum 115.333 değerini almıştır. BİST-100 endeksinin söz konusu dönemde ortalaması 67.174 olarak gerçekleşmiş ve standart sapması ise 19.732'dir.
- TR2 değişkeni 2008-2017 döneminde maksimum 23,91; minimum 5,14 değerini almıştır. İlgili dönemde TR2 değişkeninin ortalaması 10,41 ve standart sapması ise 3,68 olarak gerçekleşmiştir. TR5 değişkeni ise aynı

dönemde maksimum 26,13 ve minimum 5,75 olarak gerçekleşmiştir. TR5'in ortalaması TR2 değişkeninin ortalamasından 0,32 fazla ve 10,73 olarak gerçekleşmiştir. Standart sapması ise, TR2 değişkeninden 0,10 daha az ve 3,58 olarak gerçekleşmiştir.

- AB3, AB5 ve AB10 değişkenleri sırasıyla minimum -0,37, -0,17 ve 0,45 olarak; maksimum ise 4,60, 4,63 ve 4,77 olarak gerçekleşmiştir. Söz konusu değişkenlerin ortalamaları 2008-2017 döneminde sırasıyla 1,37, 1,88 ve 2,83'tür. Standart sapması en yüksek olan değişken 1,36 ile AB5 ve AB10 değişkenleridir. AB3 değişkeninin ise, standart sapması 1,32 olarak hesaplanmıştır.
- ABD2, ABD5 ve ABD10 değişkenleri incelendiğinde ise, gözlemlenen bazı sonuçlar şöyle özetlenebilir. Söz konusu değişkenler minimum 0,20, 0,59 ve 1,45 olarak gerçekleşmiştir. İncelenen dönemde maksimum değerleri ise sırasıyla 2,66, 3,43 ve 4,07'dir. 2008-2017 döneminde ortalamaları sırasıyla 0,78, 1,66 ve 2,55 olarak hesaplanmıştır. Standart sapması en yüksek olan değişken 0,69 ile ABD10 değişkeniyken; en düşüğü ise, 0,55 ile ABD2 olmuştur.
- SEPETKUR değişkeni incelenen dönemde minimum 1,45 ve maksimum ise 4,22 olarak hesaplanmıştır. Ortalaması 2,40 iken; standart sapması 0,70 ve ortalamasının %29'u olarak gerçekleşmiştir.
- M2Y ile tanımlanan geniş para arzını gösteren değişken 2008-2017 döneminde minimum 348.000.000 ve maksimum 1.630.000.000 olarak gerçekleşmiştir. Ortalaması 841.000.000 ve standart sapması ise ortalamasının %43'ü (360.000.000) olarak hesaplanmıştır.

3.3. Çalışmada Kullanılan Değişkenlere İlişkin Durağanlık Analizi

3.3.1. Değişkenlerin Orjinal Seviyesinde Genişletilmiş Dickey Fuller Testi

Zaman serileri ile çalışırken çoğunlukla yapılan analizler sonucunda serilerin durağan olmadığı görülmektedir. Eğer bir zaman serisinin ortalaması, varyansı ve kovaryansı zaman içinde sabit kalıyorsa, o serinin durağan olduğu söylenebilir. Durağan olmayan seriler ile çalışmak sahte regresyon problemlerine sebep olabilir. Yani gerçekte birbiriyle ilgisi olmayan iki zaman serisinin ilişkili olduğuna dair yanıltıcı sonuçlara ulaşılmasına sebep olabilir. Bu nedenle çalışmada kullanılan değişkenlerin durağan olup olmadığı Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi kullanılarak analiz edilmiştir.

ADF birim kök testi, literatürde zaman serilerinin durağanlığının test edilmesinde en çok kabul gören ve kullanılan testlerden biridir.

ADF testi, Dickey Fuller (DF) testinin genişletilmiş bir versiyonudur. DF testi aşağıdaki şekilde modellenmiştir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{(t-1)} + u_t \quad (1.1)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{(t-1)} + u_t \quad (\text{Sabit Terimli}) \quad (1.2)$$

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{(t-1)} + u_t \quad (\text{Sabit Terim ve Eğilim Katsayılı}) \quad (1.3)$$

Yukarıdaki denklemde Y, incelemeye konu olan bir zaman serisi değişkenidir. O halde u_t terimi, Y'nin bir önceki dönemle arasında oluşan farkı gösteren hata terimidir. Bu hata terimi, varsayımsal olarak ortalaması sıfır, eş-varyanslı (homoskedastic) ve ardışık bağımlı olmayan beyaz gürültü (white noise) terimidir. Beyaz gürültü olan bir hata terimi doğası gereği stokastik veya rassal yürüyüş modeline örnektir.

DF testinde hipotezler şu şekildedir:

$H_0 : \delta \geq 0$ birim kök vardır / zaman serisi durağan değildir.

$H_1 : \delta < 0$ birim kök yoktur / zaman serisi durağandır.

Fakat bazı durumlarda DF testinde yer alan hata terimi, eşvaryans varsayımına uymayarak değişen varyans (heteroskedasticity) özelliği gösterebilir ya da ardışık bağımlı olabilir. Bu durumda daha önce bahsedilen (1.1), (1.2) ve (1.3) no'lu modellere, hata terimlerinin ardışık bağımlı olmasını engelleyecek kadar bağımlı değişkenin birincil farklarının bir veya birden fazla gecikmeli değerinin dahil edilmesi gerekmektedir. Bu durumda ADF testi şu şekilde modellenir:

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{(t-1)} + \alpha_i + u_t$$

Burada β_1 sabit terim, β_2 eğilim katsayısını, δ ise bize hata teriminin ardışık bağımlı olmasını engelleyecek bağımlı değişkenin farkının kaç gecikme değerinin eklendiğini gösterir. Hipotez testi DF testindekiyle aynı şekilde yapılmaktadır. ADF test istatistiği, daha önce bahsedilen DF test istatistiği ile benzer sonuçlar verdiği için aynı kritik değerler üzerinden değerlendirilmektedir.

Bu durumda yapılan ADF testi sonucunda H_0 hipotezi reddediliyorsa zaman serisinin orijinal seviyesinde durağan olduğu ve tam tersi bir sonuçta ise söz konusu zaman serisinin orijinal seviyesinde durağan olmadığı anlaşılmaktadır. Durağan olmayan bir zaman serisini durağan hale getirebilmek için devresel farkları ya da logaritması alınmaktadır.

Çalışmada kullanılan on bir farklı değişken için üç farklı, yani sabit terimsiz, sabit terimli, sabit terimli ve bir eğilim katsayısını içeren, modelle yapılan ADF testi sonuçlarına ve değişkenlerin grafiklerine aşağıda yer verilmiştir. Elde edilen sonuçlar, grafiklerin altında değişken bazında maddeler halinde listelenmiştir.

1)Değişken: BIST100 (Aylık BIST100 endeksi)

Tablo 10. BİST100 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: BIST100 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.306174 | 0.9195 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BIST100)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 11:18
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| BIST100(-1) | -0.006476 | 0.021151 | -0.306174 | 0.7600 |
| C | 1042.770 | 1469.618 | 0.709552 | 0.4794 |
| R-squared | 0.000801 | Mean dependent var | | 610.3819 |
| Adjusted R-squared | -0.007740 | S.D. dependent var | | 4419.229 |
| S.E. of regression | 4436.297 | Akaike info criterion | | 19.64969 |
| Sum squared resid | 2.30E+09 | Schwarz criterion | | 19.69640 |
| Log likelihood | -1167.157 | Hannan-Quinn criter. | | 19.66866 |
| F-statistic | 0.093743 | Durbin-Watson stat | | 1.982791 |
| Prob(F-statistic) | 0.760016 | | | |

Null Hypothesis: BIST100 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.458855 | 0.3479 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.036983 | |
| 5% level | -3.448021 | |
| 10% level | -3.149135 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BIST100)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 11:21
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| BIST100(-1) | -0.113822 | 0.046291 | -2.458855 | 0.0154 |
| C | 4181.973 | 1878.025 | 2.226793 | 0.0279 |
| @TREND("2008M01") | 67.13680 | 25.91016 | 2.591138 | 0.0108 |
| R-squared | 0.055469 | Mean dependent var | | 610.3819 |
| Adjusted R-squared | 0.039184 | S.D. dependent var | | 4419.229 |
| S.E. of regression | 4331.781 | Akaike info criterion | | 19.61023 |
| Sum squared resid | 2.18E+09 | Schwarz criterion | | 19.68029 |
| Log likelihood | -1163.809 | Hannan-Quinn criter. | | 19.63868 |
| F-statistic | 3.406159 | Durbin-Watson stat | | 1.889516 |
| Prob(F-statistic) | 0.036520 | | | |

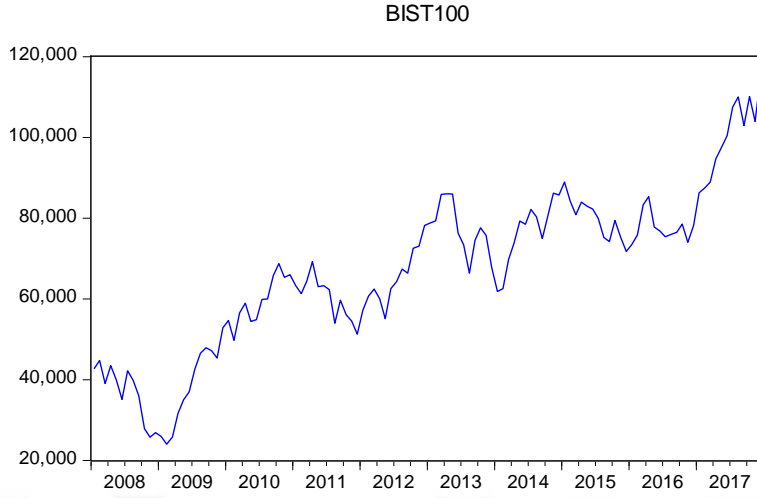
Null Hypothesis: BIST100 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 1.360440 | 0.9560 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584539 | |
| 5% level | -1.943540 | |
| 10% level | -1.614941 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(BIST100)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 11:21
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| BIST100(-1) | 0.007946 | 0.005841 | 1.360440 | 0.1763 |
| R-squared | -0.003499 | Mean dependent var | | 610.3819 |
| Adjusted R-squared | -0.003499 | S.D. dependent var | | 4419.229 |
| S.E. of regression | 4426.953 | Akaike info criterion | | 19.63718 |
| Sum squared resid | 2.31E+09 | Schwarz criterion | | 19.66053 |
| Log likelihood | -1167.412 | Hannan-Quinn criter. | | 19.64666 |
| Durbin-Watson stat | 2.002192 | | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde BİST100 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda BİST100 değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olmadığı söylenebilir.

2) Değişken: TR2 (Türkiye tarafından ihraç edilen 2 yıl vadeli devlet tahvili faizi)

Tablo 11. TR2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: TR2 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.122795 | 0.2362 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TR2)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 14:20
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|-------|
|----------|-------------|------------|-------------|-------|

| | | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|-----------|
| TR2(-1) | -0.057788 | 0.027222 | -2.122795 | 0.0359 |
| C | 0.564419 | 0.299947 | 1.881727 | 0.0624 |
| R-squared | 0.037087 | Mean dependent var | | -0.035966 |
| Adjusted R-squared | 0.028857 | S.D. dependent var | | 1.105676 |
| S.E. of regression | 1.089606 | Akaike info criterion | | 3.026174 |
| Sum squared resid | 138.9073 | Schwarz criterion | | 3.072882 |
| Log likelihood | -178.0573 | Hannan-Quinn criter. | | 3.045140 |
| F-statistic | 4.506260 | Durbin-Watson stat | | 1.829554 |
| Prob(F-statistic) | 0.035879 | | | |

Null Hypothesis: TR2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.699206 | 0.7458 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.036983 | |
| 5% level | -3.448021 | |
| 10% level | -3.149135 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TR2)
Method: Least Squares
Date: 10/05/18 Time: 14:21
Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TR2(-1) | -0.050763 | 0.029875 | -1.699206 | 0.0920 |
| C | 0.380589 | 0.437376 | 0.870164 | 0.3860 |
| @TREND("2008M01") | 0.001847 | 0.003191 | 0.578965 | 0.5637 |
| R-squared | 0.039861 | Mean dependent var | | -0.035966 |
| Adjusted R-squared | 0.023307 | S.D. dependent var | | 1.105676 |
| S.E. of regression | 1.092715 | Akaike info criterion | | 3.040095 |
| Sum squared resid | 138.5071 | Schwarz criterion | | 3.110157 |
| Log likelihood | -177.8857 | Hannan-Quinn criter. | | 3.068545 |
| F-statistic | 2.407928 | Durbin-Watson stat | | 1.847739 |
| Prob(F-statistic) | 0.094488 | | | |

Null Hypothesis: TR2 has a unit root
Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.035344 | 0.2694 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584539 | |
| 5% level | -1.943540 | |
| 10% level | -1.614941 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(TR2)

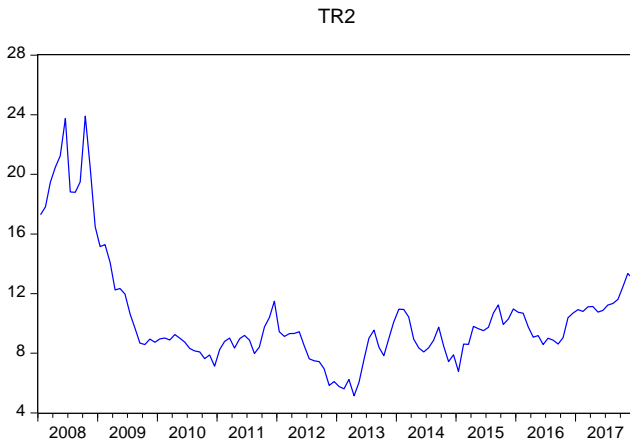
Method: Least Squares

Date: 10/05/18 Time: 14:22

Sample (adjusted): 2008M02 2017M12

Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TR2(-1) | -0.009486 | 0.009162 | -1.035344 | 0.3026 |
| R-squared | 0.007945 | Mean dependent var | | -0.035966 |
| Adjusted R-squared | 0.007945 | S.D. dependent var | | 1.105676 |
| S.E. of regression | 1.101275 | Akaike info criterion | | 3.039182 |
| Sum squared resid | 143.1112 | Schwarz criterion | | 3.062536 |
| Log likelihood | -179.8313 | Hannan-Quinn criter. | | 3.048666 |
| Durbin-Watson stat | 1.863453 | | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde TR2 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda TR2 değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olmadığı söylenebilir.

3) Değişken: TR5 (Türkiye devleti tarafından ihraç edilen 5 yıl vadeli devlet tahvili faizi)

Tablo 12. TR5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: TR5 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.085064 | 0.2511 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(TR5)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:35
Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TR5(-1) | -0.059600 | 0.028584 | -2.085064 | 0.0392 |
| C | 0.601947 | 0.322877 | 1.864323 | 0.0648 |
| R-squared | 0.035827 | Mean dependent var | | -0.036664 |
| Adjusted R-squared | 0.027586 | S.D. dependent var | | 1.130466 |
| S.E. of regression | 1.114765 | Akaike info criterion | | 3.071828 |
| Sum squared resid | 145.3960 | Schwarz criterion | | 3.118536 |
| Log likelihood | -180.7738 | Hannan-Quinn criter. | | 3.090794 |
| F-statistic | 4.347493 | Durbin-Watson stat | | 2.020835 |
| Prob(F-statistic) | 0.039238 | | | |

Null Hypothesis: TR5 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.825743 | 0.6861 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.036983 | |
| 5% level | -3.448021 | |

10% level

-3.149135

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TR5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:35
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TR5(-1) | -0.060870 | 0.033340 | -1.825743 | 0.0705 |
| C | 0.631139 | 0.507082 | 1.244649 | 0.2158 |
| @TREND("2008M01") | -0.000260 | 0.003470 | -0.074878 | 0.9404 |
| R-squared | 0.035873 | Mean dependent var | | -0.036664 |
| Adjusted R-squared | 0.019251 | S.D. dependent var | | 1.130466 |
| S.E. of regression | 1.119532 | Akaike info criterion | | 3.088586 |
| Sum squared resid | 145.3889 | Schwarz criterion | | 3.158648 |
| Log likelihood | -180.7709 | Hannan-Quinn criter. | | 3.117036 |
| F-statistic | 2.158075 | Durbin-Watson stat | | 2.018366 |
| Prob(F-statistic) | 0.120164 | | | |

Null Hypothesis: TR5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

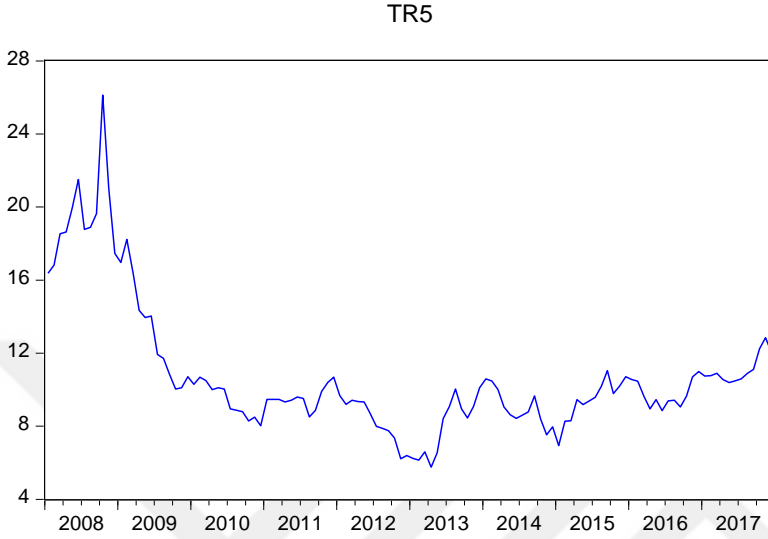
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.989927 | 0.2873 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584539 | |
| 5% level | -1.943540 | |
| 10% level | -1.614941 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(TR5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:35
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| TR5(-1) | -0.009049 | 0.009141 | -0.989927 | 0.3242 |
| R-squared | 0.007184 | Mean dependent var | | -0.036664 |
| Adjusted R-squared | 0.007184 | S.D. dependent var | | 1.130466 |
| S.E. of regression | 1.126398 | Akaike info criterion | | 3.084295 |

| | | | |
|--------------------|-----------|----------------------|----------|
| Sum squared resid | 149.7152 | Schwarz criterion | 3.107649 |
| Log likelihood | -182.5156 | Hannan-Quinn criter. | 3.093779 |
| Durbin-Watson stat | 2.064175 | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde TR5 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda TR5 değişkeninin orijinal seviyesinde durağan olmadığı söylenebilir.

4)Değişken: AB3 (Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için geçerli 3 yıllık tahvil faizi oranı)

Tablo 13. AB3 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: AB3 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.144310 | 0.6964 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AB3)

Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:42
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB3(-1) | -0.013820 | 0.012077 | -1.144310 | 0.2549 |
| D(AB3(-1)) | 0.305925 | 0.087350 | 3.502292 | 0.0007 |
| C | -0.001716 | 0.022991 | -0.074652 | 0.9406 |
| R-squared | 0.104237 | Mean dependent var | | -0.030932 |
| Adjusted R-squared | 0.088658 | S.D. dependent var | | 0.178258 |
| S.E. of regression | 0.170173 | Akaike info criterion | | -0.678908 |
| Sum squared resid | 3.330266 | Schwarz criterion | | -0.608467 |
| Log likelihood | 43.05557 | Hannan-Quinn criter. | | -0.650307 |
| F-statistic | 6.691083 | Durbin-Watson stat | | 1.925700 |
| Prob(F-statistic) | 0.001783 | | | |

Null Hypothesis: AB3 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.642113 | 0.2628 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(AB3)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:42
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB3(-1) | -0.082467 | 0.031213 | -2.642113 | 0.0094 |
| D(AB3(-1)) | 0.345021 | 0.087201 | 3.956618 | 0.0001 |
| C | 0.264485 | 0.114236 | 2.315254 | 0.0224 |
| @TREND("2008M01") | -0.002829 | 0.001190 | -2.377005 | 0.0191 |
| R-squared | 0.146537 | Mean dependent var | | -0.030932 |
| Adjusted R-squared | 0.124077 | S.D. dependent var | | 0.178258 |
| S.E. of regression | 0.166833 | Akaike info criterion | | -0.710333 |
| Sum squared resid | 3.173003 | Schwarz criterion | | -0.616411 |
| Log likelihood | 45.90962 | Hannan-Quinn criter. | | -0.672198 |
| F-statistic | 6.524480 | Durbin-Watson stat | | 1.961693 |
| Prob(F-statistic) | 0.000411 | | | |

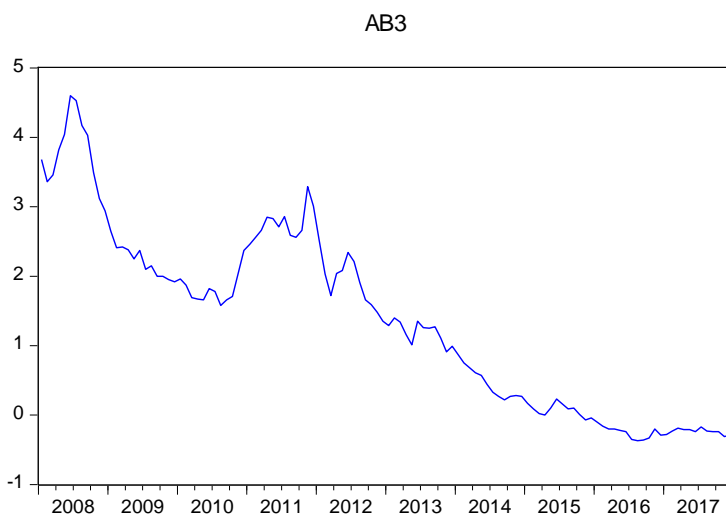
Null Hypothesis: AB3 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.735328 | 0.0784 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AB3)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:42
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB3(-1) | -0.014470 | 0.008338 | -1.735328 | 0.0853 |
| D(AB3(-1)) | 0.306881 | 0.086036 | 3.566888 | 0.0005 |
| R-squared | 0.104194 | Mean dependent var | | -0.030932 |
| Adjusted R-squared | 0.096471 | S.D. dependent var | | 0.178258 |
| S.E. of regression | 0.169442 | Akaike info criterion | | -0.695809 |
| Sum squared resid | 3.330427 | Schwarz criterion | | -0.648848 |
| Log likelihood | 43.05272 | Hannan-Quinn criter. | | -0.676741 |
| Durbin-Watson stat | 1.926153 | | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; sabit terim ve eğilim yokluğunda $\alpha=0,10$ güven düzeyinde AB3 değişkeni için test edilen H0 hipotezi reddedilmiştir. Diğer tüm durumlarda H0 hipotezi reddedilememiştir.

5) Değişken: AB5 (Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için geçerli 5 yıllık tahvil faizi oranı)

Tablo 14. AB5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: AB5 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.767537 | 0.8242 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(AB5)

Method: Least Squares

Date: 06/07/19 Time: 14:39

Sample (adjusted): 2008M02 2017M12

Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB5(-1) | -0.008411 | 0.010959 | -0.767537 | 0.4443 |
| C | -0.014982 | 0.025528 | -0.586896 | 0.5584 |
| R-squared | 0.005010 | Mean dependent var | | -0.030924 |
| Adjusted R-squared | -0.003494 | S.D. dependent var | | 0.161607 |
| S.E. of regression | 0.161889 | Akaike info criterion | | -0.787142 |
| Sum squared resid | 3.066359 | Schwarz criterion | | -0.740434 |
| Log likelihood | 48.83496 | Hannan-Quinn criter. | | -0.768176 |
| F-statistic | 0.589113 | Durbin-Watson stat | | 1.471112 |
| Prob(F-statistic) | 0.444309 | | | |

Null Hypothesis: AB5 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.529282 | 0.3137 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |

5% level -3.448348
 10% level -3.149326

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AB5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:40
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB5(-1) | -0.077893 | 0.030796 | -2.529282 | 0.0128 |
| D(AB5(-1)) | 0.295869 | 0.089001 | 3.324347 | 0.0012 |
| C | 0.302973 | 0.130867 | 2.315118 | 0.0224 |
| @TREND("2008M01") | -0.002920 | 0.001218 | -2.397841 | 0.0181 |
| R-squared | 0.115854 | Mean dependent var | | -0.029322 |
| Adjusted R-squared | 0.092587 | S.D. dependent var | | 0.161344 |
| S.E. of regression | 0.153694 | Akaike info criterion | | -0.874398 |
| Sum squared resid | 2.692884 | Schwarz criterion | | -0.780477 |
| Log likelihood | 55.58949 | Hannan-Quinn criter. | | -0.836263 |
| F-statistic | 4.979322 | Durbin-Watson stat | | 1.963345 |
| Prob(F-statistic) | 0.002775 | | | |

Null Hypothesis: AB5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

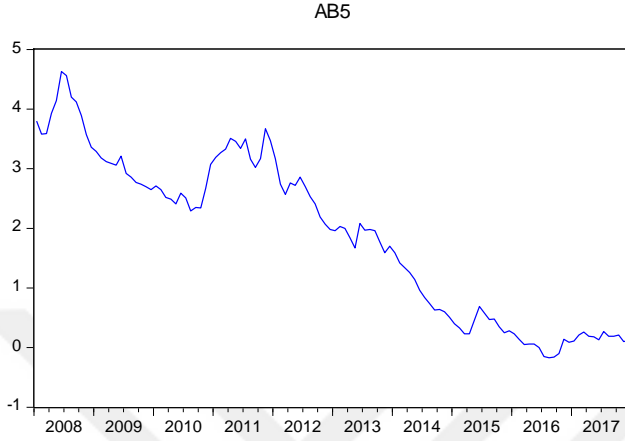
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.147675 | 0.0311 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584539 | |
| 5% level | -1.943540 | |
| 10% level | -1.614941 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AB5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:40
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|-----------|
| AB5(-1) | -0.013644 | 0.006353 | -2.147675 | 0.0338 |
| R-squared | 0.002081 | Mean dependent var | | -0.030924 |
| Adjusted R-squared | 0.002081 | S.D. dependent var | | 0.161607 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|-----------|
| S.E. of regression | 0.161439 | Akaike info criterion | -0.801009 |
| Sum squared resid | 3.075386 | Schwarz criterion | -0.777655 |
| Log likelihood | 48.66005 | Hannan-Quinn criter. | -0.791526 |
| Durbin-Watson stat | 1.459091 | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; sabit terim ve eğilim yokluğunda $\alpha=0,05$ güven düzeyinde AB5 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilmiştir. Diğer modellerde $\alpha=0,05$ güven düzeyinde H_0 hipotezi reddedilememiştir.

6)Değişken: AB10 (Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için geçerli 10 yıllık tahvil faizi oranı)

Tablo 15. AB10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: AB10 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.574042 | 0.8710 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(AB10)
Method: Least Squares
Date: 10/05/18 Time: 12:21

Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB10(-1) | -0.006039 | 0.010520 | -0.574042 | 0.5671 |
| D(AB10(-1)) | 0.256665 | 0.090443 | 2.837869 | 0.0054 |
| C | -0.002690 | 0.033266 | -0.080847 | 0.9357 |
| R-squared | 0.066275 | Mean dependent var | | -0.026695 |
| Adjusted R-squared | 0.050036 | S.D. dependent var | | 0.157546 |
| S.E. of regression | 0.153553 | Akaike info criterion | | -0.884441 |
| Sum squared resid | 2.711548 | Schwarz criterion | | -0.813999 |
| Log likelihood | 55.18199 | Hannan-Quinn criter. | | -0.855839 |
| F-statistic | 4.081303 | Durbin-Watson stat | | 1.944031 |
| Prob(F-statistic) | 0.019391 | | | |

Null Hypothesis: AB10 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.452241 | 0.3512 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AB10)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:25
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB10(-1) | -0.067477 | 0.027516 | -2.452241 | 0.0157 |
| D(AB10(-1)) | 0.278680 | 0.089083 | 3.128310 | 0.0022 |
| C | 0.330263 | 0.142054 | 2.324918 | 0.0218 |
| @TREND("2008M01") | -0.002616 | 0.001086 | -2.408094 | 0.0176 |
| R-squared | 0.111472 | Mean dependent var | | -0.026695 |
| Adjusted R-squared | 0.088090 | S.D. dependent var | | 0.157546 |
| S.E. of regression | 0.150447 | Akaike info criterion | | -0.917108 |
| Sum squared resid | 2.580294 | Schwarz criterion | | -0.823186 |
| Log likelihood | 58.10935 | Hannan-Quinn criter. | | -0.878973 |
| F-statistic | 4.767383 | Durbin-Watson stat | | 1.957874 |
| Prob(F-statistic) | 0.003617 | | | |

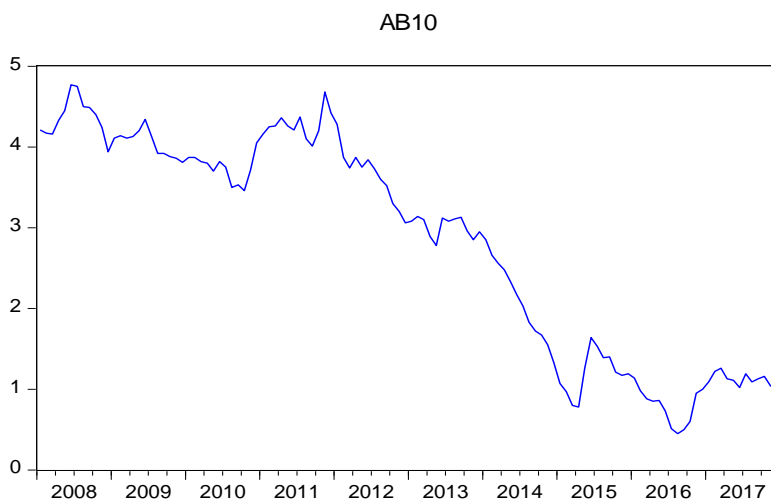
Null Hypothesis: AB10 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.507225 | 0.1230 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(AB10)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:25
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| AB10(-1) | -0.006806 | 0.004516 | -1.507225 | 0.1345 |
| D(AB10(-1)) | 0.257765 | 0.089031 | 2.895234 | 0.0045 |
| R-squared | 0.066222 | Mean dependent var | | -0.026695 |
| Adjusted R-squared | 0.058172 | S.D. dependent var | | 0.157546 |
| S.E. of regression | 0.152895 | Akaike info criterion | | -0.901333 |
| Sum squared resid | 2.711702 | Schwarz criterion | | -0.854372 |
| Log likelihood | 55.17864 | Hannan-Quinn criter. | | -0.882265 |
| Durbin-Watson stat | 1.944347 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde AB10 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda AB10 değişkeni orijinal seviyesinde durağan değildir.

7)Değişken: ABD 2 (ABD için 2 yıllık tahvil faizi)

Tablo 16. ABD2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: ABD2 has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.838684 | 0.3603 |
| Test critical values: 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ABD2)

Method: Least Squares

Date: 06/07/19 Time: 14:47

Sample (adjusted): 2008M02 2017M12

Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD2(-1) | -0.046881 | 0.025497 | -1.838684 | 0.0685 |
| C | 0.034201 | 0.024024 | 1.423636 | 0.1572 |
| R-squared | 0.028084 | Mean dependent var | | -0.001866 |
| Adjusted R-squared | 0.019777 | S.D. dependent var | | 0.152824 |
| S.E. of regression | 0.151305 | Akaike info criterion | | -0.922375 |
| Sum squared resid | 2.678502 | Schwarz criterion | | -0.875668 |
| Log likelihood | 56.88134 | Hannan-Quinn criter. | | -0.903409 |
| F-statistic | 3.380759 | Durbin-Watson stat | | 1.397039 |
| Prob(F-statistic) | 0.068498 | | | |

Null Hypothesis: ABD2 has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.520807 | 0.8171 |

| | | |
|-----------------------|-----------|-----------|
| Test critical values: | 1% level | -4.036983 |
| | 5% level | -3.448021 |
| | 10% level | -3.149135 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABD2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:47
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD2(-1) | -0.038396 | 0.025247 | -1.520807 | 0.1310 |
| C | -0.029724 | 0.035617 | -0.834531 | 0.4057 |
| @TREND("2008M01") | 0.000957 | 0.000400 | 2.392630 | 0.0183 |
| R-squared | 0.073793 | Mean dependent var | | -0.001866 |
| Adjusted R-squared | 0.057824 | S.D. dependent var | | 0.152824 |
| S.E. of regression | 0.148339 | Akaike info criterion | | -0.953740 |
| Sum squared resid | 2.552532 | Schwarz criterion | | -0.883678 |
| Log likelihood | 59.74755 | Hannan-Quinn criter. | | -0.925290 |
| F-statistic | 4.620979 | Durbin-Watson stat | | 1.478626 |
| Prob(F-statistic) | 0.011724 | | | |

Null Hypothesis: ABD2 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

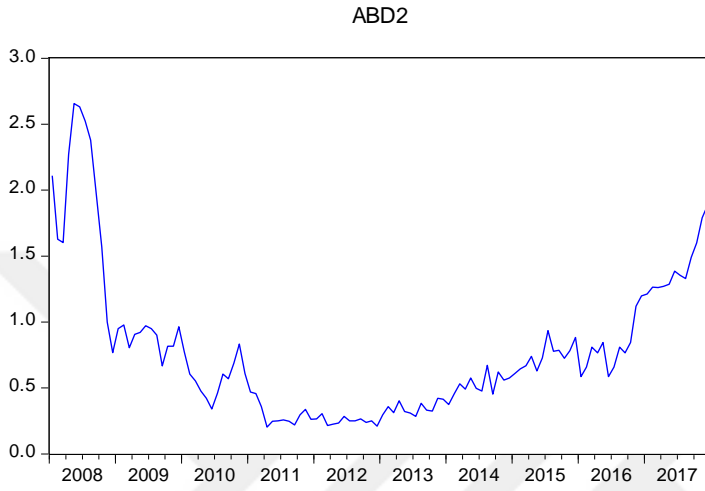
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.166308 | 0.2212 |
| Test critical values: | | |
| | 1% level | -2.584539 |
| | 5% level | -1.943540 |
| | 10% level | -1.614941 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABD2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:47
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| ABD2(-1) | -0.017243 | 0.014784 | -1.166308 | 0.2458 |

| | | | |
|--------------------|----------|-----------------------|-----------|
| R-squared | 0.011248 | Mean dependent var | -0.001866 |
| Adjusted R-squared | 0.011248 | S.D. dependent var | 0.152824 |
| S.E. of regression | 0.151962 | Akaike info criterion | -0.922008 |
| Sum squared resid | 2.724900 | Schwarz criterion | -0.898654 |
| Log likelihood | 55.85947 | Hannan-Quinn criter. | -0.912525 |
| Durbin-Watson stat | 1.416500 | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde ABD2 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda ABD2 değişkeni orijinal seviyesinde durağan değildir.

8)Değişken: ABD5 (ABD tarafından ihraç edilen 5 yıllık devlet tahvili faizi)

Tablo 17. ABD5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: ABD5 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.333657 | 0.1632 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(ABD5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:45
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD5(-1) | -0.077899 | 0.033381 | -2.333657 | 0.0213 |
| C | 0.124338 | 0.059219 | 2.099623 | 0.0379 |
| R-squared | 0.044476 | Mean dependent var | | -0.004697 |
| Adjusted R-squared | 0.036310 | S.D. dependent var | | 0.235615 |
| S.E. of regression | 0.231298 | Akaike info criterion | | -0.073554 |
| Sum squared resid | 6.259365 | Schwarz criterion | | -0.026846 |
| Log likelihood | 6.376480 | Hannan-Quinn criter. | | -0.054588 |
| F-statistic | 5.445957 | Durbin-Watson stat | | 1.802805 |
| Prob(F-statistic) | 0.021321 | | | |

Null Hypothesis: ABD5 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.033478 | 0.5768 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.036983 | |
| 5% level | -3.448021 | |
| 10% level | -3.149135 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABD5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:45
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD5(-1) | -0.075329 | 0.037044 | -2.033478 | 0.0443 |
| C | 0.113380 | 0.089748 | 1.263314 | 0.2090 |
| @TREND("2008M01") | 0.000112 | 0.000685 | 0.163008 | 0.8708 |
| R-squared | 0.044695 | Mean dependent var | | -0.004697 |
| Adjusted R-squared | 0.028224 | S.D. dependent var | | 0.235615 |
| S.E. of regression | 0.232266 | Akaike info criterion | | -0.056977 |
| Sum squared resid | 6.257931 | Schwarz criterion | | 0.013085 |
| Log likelihood | 6.390108 | Hannan-Quinn criter. | | -0.028527 |
| F-statistic | 2.713609 | Durbin-Watson stat | | 1.807840 |
| Prob(F-statistic) | 0.070507 | | | |

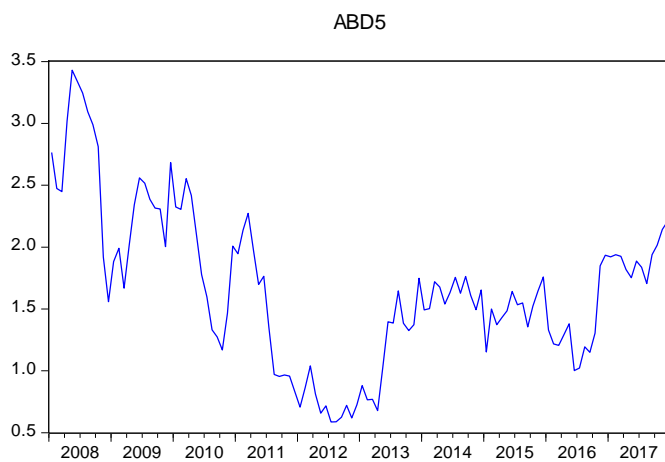
Null Hypothesis: ABD5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.027676 | 0.2724 |
| Test critical values: 1% level | -2.584539 | |
| 5% level | -1.943540 | |
| 10% level | -1.614941 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABD5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:45
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD5(-1) | -0.012459 | 0.012123 | -1.027676 | 0.3062 |
| R-squared | 0.008473 | Mean dependent var | | -0.004697 |
| Adjusted R-squared | 0.008473 | S.D. dependent var | | 0.235615 |
| S.E. of regression | 0.234615 | Akaike info criterion | | -0.053375 |
| Sum squared resid | 6.495210 | Schwarz criterion | | -0.030021 |
| Log likelihood | 4.175797 | Hannan-Quinn criter. | | -0.043891 |
| Durbin-Watson stat | 1.855127 | | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde ABD5 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda ABD5 değişkeni orijinal seviyesinde durağan değildir.

9)Değişken: ABD 10 (ABD tarafından ihraç edilen 10 yıllık devlet tahvili faizi)

Tablo 18. ABD10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: ABD10 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.289066 | 0.1772 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(ABD10)
Method: Least Squares
Date: 10/05/18 Time: 12:29
Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD10(-1) | -0.075012 | 0.032770 | -2.289066 | 0.0239 |
| C | 0.181671 | 0.086772 | 2.093673 | 0.0384 |
| R-squared | 0.042865 | Mean dependent var | | -0.010017 |
| Adjusted R-squared | 0.034684 | S.D. dependent var | | 0.252403 |
| S.E. of regression | 0.247987 | Akaike info criterion | | 0.065786 |
| Sum squared resid | 7.195233 | Schwarz criterion | | 0.112494 |
| Log likelihood | -1.914250 | Hannan-Quinn criter. | | 0.084752 |
| F-statistic | 5.239822 | Durbin-Watson stat | | 1.794952 |
| Prob(F-statistic) | 0.023869 | | | |

Null Hypothesis: ABD10 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -2.603897 | 0.2795 |

| | | |
|-----------------------|-----------|-----------|
| Test critical values: | 1% level | -4.036983 |
| | 5% level | -3.448021 |
| | 10% level | -3.149135 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABD10)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:30
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| ABD10(-1) | -0.116420 | 0.044710 | -2.603897 | 0.0104 |
| C | 0.360937 | 0.157981 | 2.284687 | 0.0241 |
| @TREND("2008M01") | -0.001224 | 0.000903 | -1.355810 | 0.1778 |
| R-squared | 0.057796 | Mean dependent var | | -0.010017 |
| Adjusted R-squared | 0.041551 | S.D. dependent var | | 0.252403 |
| S.E. of regression | 0.247104 | Akaike info criterion | | 0.066870 |
| Sum squared resid | 7.082991 | Schwarz criterion | | 0.136932 |
| Log likelihood | -0.978763 | Hannan-Quinn criter. | | 0.095320 |
| F-statistic | 3.557791 | Durbin-Watson stat | | 1.750427 |
| Prob(F-statistic) | 0.031653 | | | |

Null Hypothesis: ABD10 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

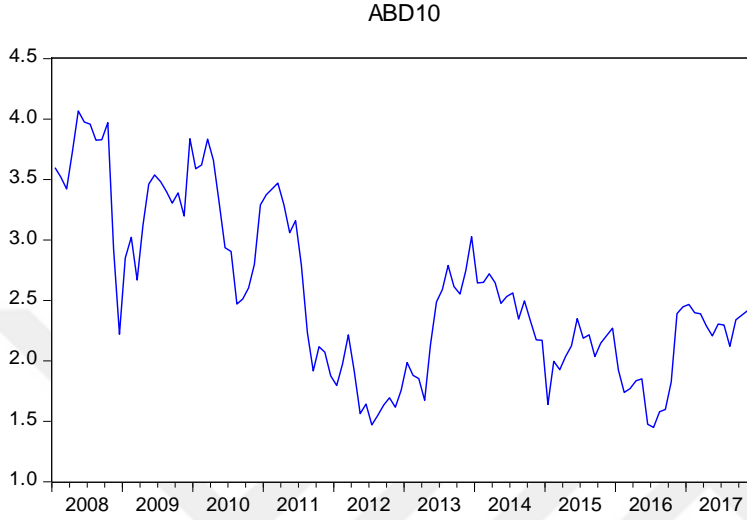
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.010557 | 0.2791 |
| Test critical values: | | |
| | 1% level | -2.584539 |
| | 5% level | -1.943540 |
| | 10% level | -1.614941 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(ABD10)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:30
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|--------------------|-------------|-----------|
| ABD10(-1) | -0.008799 | 0.008707 | -1.010557 | 0.3143 |
| R-squared | 0.007006 | Mean dependent var | | -0.010017 |
| Adjusted R-squared | 0.007006 | S.D. dependent var | | 0.252403 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| S.E. of regression | 0.251518 | Akaike info criterion | 0.085760 |
| Sum squared resid | 7.464806 | Schwarz criterion | 0.109114 |
| Log likelihood | -4.102706 | Hannan-Quinn criter. | 0.095243 |
| Durbin-Watson stat | 1.848031 | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde ABD10 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda ABD10 değişkeni orijinal seviyesinde durağan değildir.

10) Değişken: SEPETKUR (TCMB'den alınan Dolar ve Euro satış kurları eşit miktarda ağırlıklandırılmıştır.)

Tablo 19. SEPETKUR Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: SEPETKUR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 1.757506 | 0.9997 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SEPETKUR)

Method: Least Squares
Date: 10/05/18 Time: 12:55
Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| SEPETKUR(-1) | 0.016464 | 0.009368 | 1.757506 | 0.0814 |
| C | -0.016102 | 0.023227 | -0.693270 | 0.4895 |
| R-squared | 0.025721 | Mean dependent var | | 0.023153 |
| Adjusted R-squared | 0.017394 | S.D. dependent var | | 0.070117 |
| S.E. of regression | 0.069504 | Akaike info criterion | | -2.478194 |
| Sum squared resid | 0.565208 | Schwarz criterion | | -2.431486 |
| Log likelihood | 149.4525 | Hannan-Quinn criter. | | -2.459227 |
| F-statistic | 3.088829 | Durbin-Watson stat | | 1.578956 |
| Prob(F-statistic) | 0.081447 | | | |

Null Hypothesis: SEPETKUR has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -1.001008 | 0.9392 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(SEPETKUR)
Method: Least Squares
Date: 10/05/18 Time: 12:55
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| SEPETKUR(-1) | -0.026973 | 0.026946 | -1.001008 | 0.3189 |
| D(SEPETKUR(-1)) | 0.242324 | 0.095159 | 2.546526 | 0.0122 |
| C | 0.034599 | 0.036508 | 0.947711 | 0.3453 |
| @TREND("2008M01") | 0.000783 | 0.000525 | 1.492871 | 0.1382 |
| R-squared | 0.086347 | Mean dependent var | | 0.023147 |
| Adjusted R-squared | 0.062303 | S.D. dependent var | | 0.070416 |
| S.E. of regression | 0.068187 | Akaike info criterion | | -2.499819 |
| Sum squared resid | 0.530037 | Schwarz criterion | | -2.405897 |
| Log likelihood | 151.4893 | Hannan-Quinn criter. | | -2.461684 |
| F-statistic | 3.591261 | Durbin-Watson stat | | 1.893326 |
| Prob(F-statistic) | 0.015892 | | | |

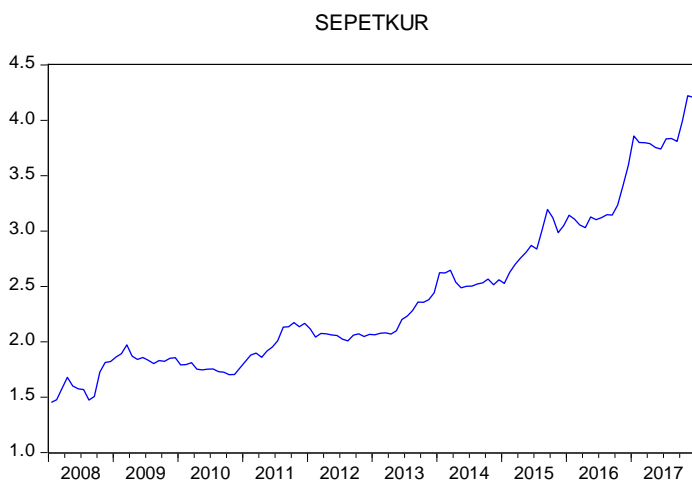
Null Hypothesis: SEPETKUR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 2.834613 | 0.9989 |
| Test critical values: 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(SEPETKUR)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:56
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| SEPETKUR(-1) | 0.007739 | 0.002730 | 2.834613 | 0.0054 |
| D(SEPETKUR(-1)) | 0.219557 | 0.091904 | 2.388975 | 0.0185 |
| R-squared | 0.067724 | Mean dependent var | | 0.023147 |
| Adjusted R-squared | 0.059687 | S.D. dependent var | | 0.070416 |
| S.E. of regression | 0.068282 | Akaike info criterion | | -2.513539 |
| Sum squared resid | 0.540841 | Schwarz criterion | | -2.466578 |
| Log likelihood | 150.2988 | Hannan-Quinn criter. | | -2.494472 |
| Durbin-Watson stat | 1.888691 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde SEPETKUR değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda SEPETKUR değişkeni orijinal seviyesinde durağan değildir.

11) Değişken: M2Y (Merkez Bankası parası, genişletilmiş para arzı)

Tablo 20. SEPETKUR Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: M2Y has a unit root

Exogenous: Constant

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | 3.724087 | 1.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.486064 | |
| 5% level | -2.885863 | |
| 10% level | -2.579818 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(M2Y)

Method: Least Squares

Date: 10/05/18 Time: 12:51

Sample (adjusted): 2008M02 2017M12

Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| M2Y(-1) | 0.011939 | 0.003206 | 3.724087 | 0.0003 |
| C | 765888.6 | 2904719. | 0.263670 | 0.7925 |
| R-squared | 0.105975 | Mean dependent var | | 10729249 |
| Adjusted R-squared | 0.098334 | S.D. dependent var | | 12995929 |
| S.E. of regression | 12340428 | Akaike info criterion | | 35.51132 |
| Sum squared resid | 1.78E+16 | Schwarz criterion | | 35.55803 |
| Log likelihood | -2110.924 | Hannan-Quinn criter. | | 35.53029 |
| F-statistic | 13.86883 | Durbin-Watson stat | | 2.131837 |
| Prob(F-statistic) | 0.000303 | | | |

Null Hypothesis: M2Y has a unit root

Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 0.163241 | 0.9975 |
| Test critical values: | 1% level | -4.036983 | |
| | 5% level | -3.448021 | |
| | 10% level | -3.149135 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(M2Y)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:51
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| M2Y(-1) | 0.002645 | 0.016205 | 0.163241 | 0.8706 |
| C | 2677442. | 4377066. | 0.611698 | 0.5419 |
| @TREND("2008M01") | 97402.01 | 166470.6 | 0.585101 | 0.5596 |
| R-squared | 0.108606 | Mean dependent var | | 10729249 |
| Adjusted R-squared | 0.093237 | S.D. dependent var | | 12995929 |
| S.E. of regression | 12375258 | Akaike info criterion | | 35.52518 |
| Sum squared resid | 1.78E+16 | Schwarz criterion | | 35.59525 |
| Log likelihood | -2110.748 | Hannan-Quinn criter. | | 35.55363 |
| F-statistic | 7.066606 | Durbin-Watson stat | | 2.118459 |
| Prob(F-statistic) | 0.001271 | | | |

Null Hypothesis: M2Y has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

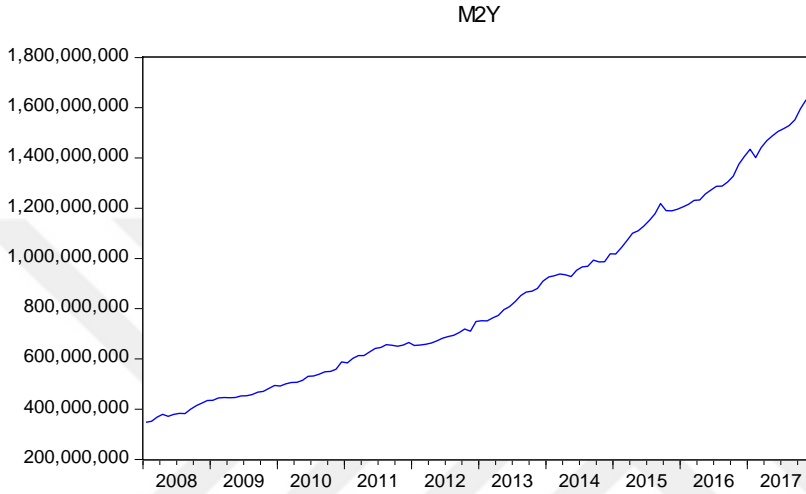
| | | t-Statistic | Prob.* |
|--|-----------|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | 10.22638 | 1.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -2.584539 | |
| | 5% level | -1.943540 | |
| | 10% level | -1.614941 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(M2Y)
 Method: Least Squares
 Date: 10/05/18 Time: 12:51
 Sample (adjusted): 2008M02 2017M12
 Included observations: 119 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|--------|
| M2Y(-1) | 0.012717 | 0.001244 | 10.22638 | 0.0000 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.105444 | Mean dependent var | 10729249 |
| Adjusted R-squared | 0.105444 | S.D. dependent var | 12995929 |
| S.E. of regression | 12291677 | Akaike info criterion | 35.49511 |
| Sum squared resid | 1.78E+16 | Schwarz criterion | 35.51846 |
| Log likelihood | -2110.959 | Hannan-Quinn criter. | 35.50459 |
| Durbin-Watson stat | 2.132245 | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde M2Y değişkeni için test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda M2Y değişkeni orijinal seviyesinde durağan değildir.

Sonuç olarak ADF testi yapılan tüm değişkenler için $\alpha=0,05$ güven düzeyinde test edilen H_0 hipotezi reddedilememiştir. Bu durumda tüm değişkenleri durağan hale getirebilmek için birinci farkları alınacak ve tekrar ADF testi yapılarak, durağan olup olmadıkları test edilecektir.

3.3.2. Birinci Farkları Alınan Değişkenler için Genişletilmiş Dickey Fuller Testi

Bir önceki bölümde durağanlık analizi yapılan on bir değişken için de $\alpha=0,05$ güven düzeyinde test edilen H_0 hipotezi reddedilememiş ve değişkenlerin orijinal seviyelerinde durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu durumda tüm değişkenleri durağan hale getirebilmek için birinci farkları alınmış ve tekrar ADF testi yapılarak,

durağan olup olmadıkları test edilmiştir. Tüm değişkenler için yapılan ADF testine ve sonuçlarına aşağıda tablolar halinde yer verilmiştir.

1)Değişken: DBIST100 (Aylık BIST100 endeksinin birinci farkı)

Tablo 21. DBİST100 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DBIST100 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.75065 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DBIST100)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:41
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| DBIST100(-1) | -1.023598 | 0.095213 | -10.75065 | 0.0000 |
| C | 610.1894 | 412.9842 | 1.477513 | 0.1422 |
| R-squared | 0.499086 | Mean dependent var | | 78.55339 |
| Adjusted R-squared | 0.494767 | S.D. dependent var | | 6266.033 |
| S.E. of regression | 4453.879 | Akaike info criterion | | 19.65774 |
| Sum squared resid | 2.30E+09 | Schwarz criterion | | 19.70470 |
| Log likelihood | -1157.807 | Hannan-Quinn criter. | | 19.67681 |
| F-statistic | 115.5765 | Durbin-Watson stat | | 1.927534 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DBIST100 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.77503 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |

| | |
|-----------|-----------|
| 5% level | -3.448348 |
| 10% level | -3.149326 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DBIST100)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:42
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| DBIST100(-1) | -1.027592 | 0.095368 | -10.77503 | 0.0000 |
| C | -63.83229 | 836.4054 | -0.076317 | 0.9393 |
| @TREND("2008M01") | 11.17514 | 12.05672 | 0.926881 | 0.3559 |
| R-squared | 0.502800 | Mean dependent var | | 78.55339 |
| Adjusted R-squared | 0.494153 | S.D. dependent var | | 6266.033 |
| S.E. of regression | 4456.586 | Akaike info criterion | | 19.66725 |
| Sum squared resid | 2.28E+09 | Schwarz criterion | | 19.73769 |
| Log likelihood | -1157.368 | Hannan-Quinn criter. | | 19.69585 |
| F-statistic | 58.14760 | Durbin-Watson stat | | 1.934750 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DBIST100 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

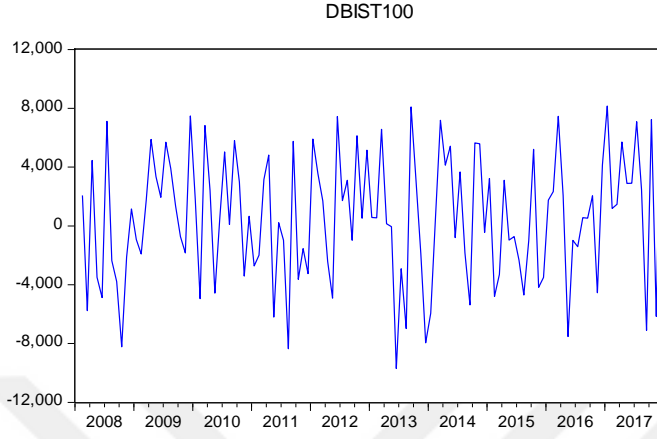
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.59692 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DBIST100)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:42
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| DBIST100(-1) | -1.006752 | 0.095004 | -10.59692 | 0.0000 |
| R-squared | 0.489659 | Mean dependent var | | 78.55339 |
| Adjusted R-squared | 0.489659 | S.D. dependent var | | 6266.033 |
| S.E. of regression | 4476.340 | Akaike info criterion | | 19.65944 |
| Sum squared resid | 2.34E+09 | Schwarz criterion | | 19.68292 |

Log likelihood -1158.907 Hannan-Quinn criter. 19.66897
Durbin-Watson stat 1.921440



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DBİST100 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DBİST100 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

2) Değişken: DTR2 (Türkiye 2 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarının birinci farkı)

Tablo 22. DTR2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DTR2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.09397 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DTR2)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:58
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|----------|-------------|------------|-------------|-------|
|----------|-------------|------------|-------------|-------|

| | | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|--------|
| DTR2(-1) | -0.934475 | 0.092578 | -10.09397 | 0.0000 |
| C | -0.038490 | 0.102374 | -0.375974 | 0.7076 |
| R-squared | 0.467617 | Mean dependent var | -0.007288 | |
| Adjusted R-squared | 0.463027 | S.D. dependent var | 1.516905 | |
| S.E. of regression | 1.111564 | Akaike info criterion | 3.066217 | |
| Sum squared resid | 143.3266 | Schwarz criterion | 3.113178 | |
| Log likelihood | -178.9068 | Hannan-Quinn criter. | 3.085284 | |
| F-statistic | 101.8882 | Durbin-Watson stat | 1.975440 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DTR2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.22852 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DTR2)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:58
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|--------|
| DTR2(-1) | -0.951517 | 0.093026 | -10.22852 | 0.0000 |
| C | -0.292387 | 0.209526 | -1.395469 | 0.1656 |
| @TREND("2008M01") | 0.004187 | 0.003019 | 1.387116 | 0.1681 |
| R-squared | 0.476378 | Mean dependent var | -0.007288 | |
| Adjusted R-squared | 0.467271 | S.D. dependent var | 1.516905 | |
| S.E. of regression | 1.107163 | Akaike info criterion | 3.066573 | |
| Sum squared resid | 140.9681 | Schwarz criterion | 3.137014 | |
| Log likelihood | -177.9278 | Hannan-Quinn criter. | 3.095174 | |
| F-statistic | 52.31197 | Durbin-Watson stat | 1.978992 | |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DTR2 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

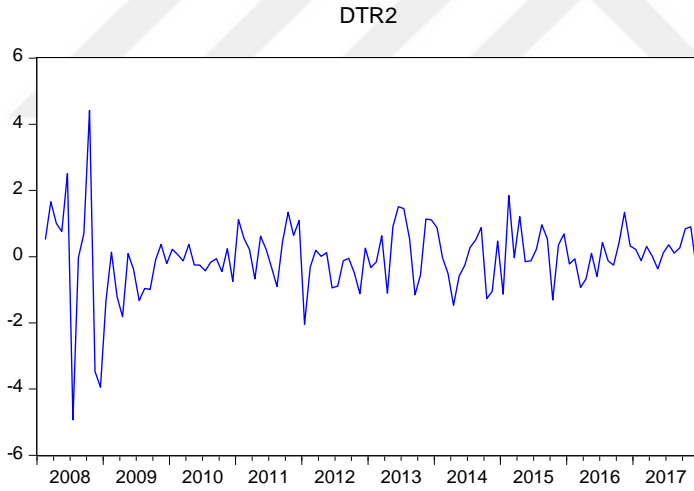
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.12443 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -2.584707 | |

| | |
|-----------|-----------|
| 5% level | -1.943563 |
| 10% level | -1.614927 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DTR2)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:58
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DTR2(-1) | -0.933424 | 0.092195 | -10.12443 | 0.0000 |
| R-squared | 0.466968 | Mean dependent var | | -0.007288 |
| Adjusted R-squared | 0.466968 | S.D. dependent var | | 1.516905 |
| S.E. of regression | 1.107478 | Akaike info criterion | | 3.050486 |
| Sum squared resid | 143.5013 | Schwarz criterion | | 3.073966 |
| Log likelihood | -178.9787 | Hannan-Quinn criter. | | 3.060019 |
| Durbin-Watson stat | 1.974866 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DTR2 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DTR2 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3) Değişken: DTR5 (Türkiye 5 yıl vadeli devlet tahvili faiz oranlarının birinci farkı)

Tablo 23. DTR5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DTR5 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -11.16164 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DTR5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:51
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DTR5(-1) | -1.037040 | 0.092911 | -11.16164 | 0.0000 |
| C | -0.041902 | 0.104843 | -0.399670 | 0.6901 |
| R-squared | 0.517836 | Mean dependent var | | -0.010941 |
| Adjusted R-squared | 0.513680 | S.D. dependent var | | 1.632547 |
| S.E. of regression | 1.138483 | Akaike info criterion | | 3.114075 |
| Sum squared resid | 150.3528 | Schwarz criterion | | 3.161036 |
| Log likelihood | -181.7304 | Hannan-Quinn criter. | | 3.133143 |
| F-statistic | 124.5822 | Durbin-Watson stat | | 2.002224 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DTR5 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -11.22644 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DTR5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:51
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DTR5(-1) | -1.047573 | 0.093313 | -11.22644 | 0.0000 |
| C | -0.248571 | 0.214548 | -1.158585 | 0.2490 |
| @TREND("2008M01") | 0.003411 | 0.003090 | 1.103758 | 0.2720 |
| R-squared | 0.522891 | Mean dependent var | | -0.010941 |
| Adjusted R-squared | 0.514593 | S.D. dependent var | | 1.632547 |
| S.E. of regression | 1.137414 | Akaike info criterion | | 3.120486 |
| Sum squared resid | 148.7767 | Schwarz criterion | | 3.190927 |
| Log likelihood | -181.1087 | Hannan-Quinn criter. | | 3.149087 |
| F-statistic | 63.01748 | Durbin-Watson stat | | 2.007008 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

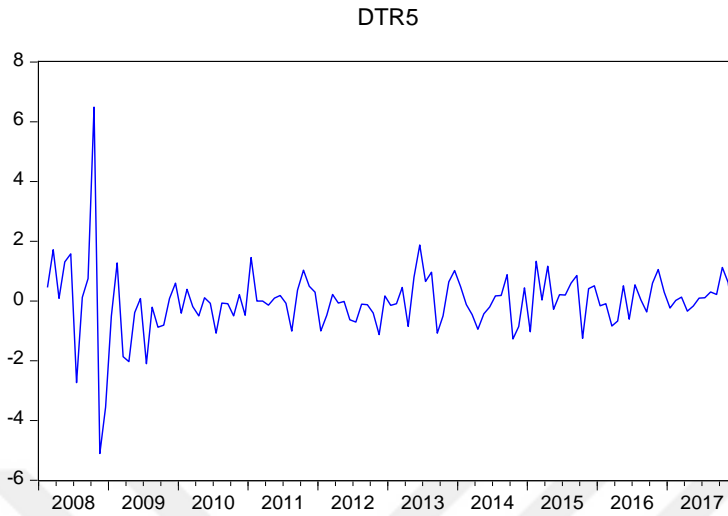
Null Hypothesis: DTR5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -11.19525 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DTR5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:52
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DTR5(-1) | -1.036057 | 0.092544 | -11.19525 | 0.0000 |
| R-squared | 0.517172 | Mean dependent var | | -0.010941 |
| Adjusted R-squared | 0.517172 | S.D. dependent var | | 1.632547 |
| S.E. of regression | 1.134388 | Akaike info criterion | | 3.098502 |
| Sum squared resid | 150.5598 | Schwarz criterion | | 3.121982 |
| Log likelihood | -181.8116 | Hannan-Quinn criter. | | 3.108036 |
| Durbin-Watson stat | 2.001020 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DTR5 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DTR5 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

4)Değişken: DAB3 (Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için geçerli 3 yıllık tahvil faizi oranının ilk farkı)

Tablo 24. DAB3 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DAB3 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.966622 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DAB3)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:55
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB3(-1) | -0.696591 | 0.087439 | -7.966622 | 0.0000 |
| C | -0.020673 | 0.015963 | -1.295068 | 0.1979 |
| R-squared | 0.353642 | Mean dependent var | | 0.002881 |
| Adjusted R-squared | 0.348070 | S.D. dependent var | | 0.211042 |
| S.E. of regression | 0.170400 | Akaike info criterion | | -0.684535 |
| Sum squared resid | 3.368186 | Schwarz criterion | | -0.637574 |
| Log likelihood | 42.38757 | Hannan-Quinn criter. | | -0.665468 |
| F-statistic | 63.46706 | Durbin-Watson stat | | 1.926148 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DAB3 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.932125 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DAB3)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:55
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB3(-1) | -0.697348 | 0.087914 | -7.932125 | 0.0000 |
| C | -0.025568 | 0.032403 | -0.789046 | 0.4317 |
| @TREND("2008M01") | 8.05E-05 | 0.000463 | 0.173817 | 0.8623 |
| R-squared | 0.353812 | Mean dependent var | | 0.002881 |
| Adjusted R-squared | 0.342574 | S.D. dependent var | | 0.211042 |
| S.E. of regression | 0.171117 | Akaike info criterion | | -0.667849 |
| Sum squared resid | 3.367301 | Schwarz criterion | | -0.597407 |
| Log likelihood | 42.40307 | Hannan-Quinn criter. | | -0.639247 |
| F-statistic | 31.48334 | Durbin-Watson stat | | 1.925233 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

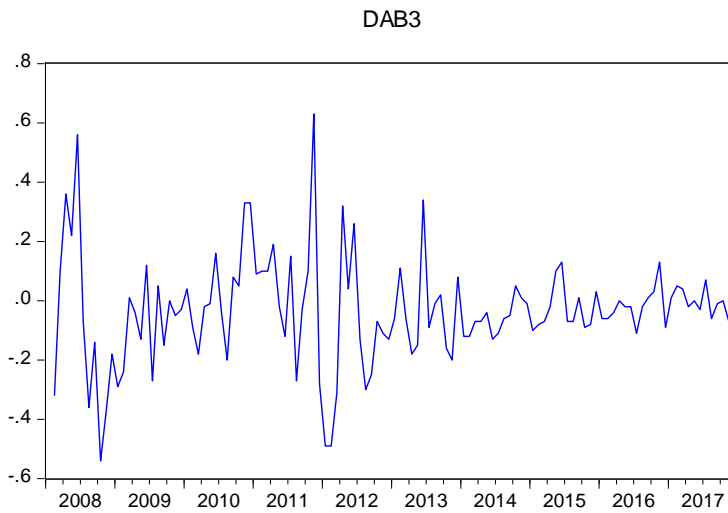
Null Hypothesis: DAB3 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.840141 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DAB3)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:55
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB3(-1) | -0.675617 | 0.086174 | -7.840141 | 0.0000 |
| R-squared | 0.344296 | Mean dependent var | | 0.002881 |
| Adjusted R-squared | 0.344296 | S.D. dependent var | | 0.211042 |
| S.E. of regression | 0.170892 | Akaike info criterion | | -0.687129 |
| Sum squared resid | 3.416885 | Schwarz criterion | | -0.663649 |
| Log likelihood | 41.54062 | Hannan-Quinn criter. | | -0.677595 |
| Durbin-Watson stat | 1.938434 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DAB3 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DAB3 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

5)Değişken: DAB5 (Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için geçerli 5 yıllık tahvil faizi oranının ilk farkı)

Tablo 25. DAB5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DAB5 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.338699 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DAB5)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:53
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB5(-1) | -0.744085 | 0.089233 | -8.338699 | 0.0000 |
| C | -0.021298 | 0.014684 | -1.450434 | 0.1496 |
| R-squared | 0.374777 | Mean dependent var | | 0.002034 |
| Adjusted R-squared | 0.369387 | S.D. dependent var | | 0.197179 |
| S.E. of regression | 0.156582 | Akaike info criterion | | -0.853669 |
| Sum squared resid | 2.844083 | Schwarz criterion | | -0.806708 |
| Log likelihood | 52.36645 | Hannan-Quinn criter. | | -0.834601 |
| F-statistic | 69.53390 | Durbin-Watson stat | | 1.937574 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DAB5 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.301803 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DAB5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:53
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB5(-1) | -0.744033 | 0.089623 | -8.301803 | 0.0000 |
| C | -0.019801 | 0.029667 | -0.667422 | 0.5058 |
| @TREND("2008M01") | -2.47E-05 | 0.000425 | -0.058150 | 0.9537 |
| R-squared | 0.374796 | Mean dependent var | | 0.002034 |
| Adjusted R-squared | 0.363923 | S.D. dependent var | | 0.197179 |
| S.E. of regression | 0.157259 | Akaike info criterion | | -0.836749 |
| Sum squared resid | 2.843999 | Schwarz criterion | | -0.766308 |
| Log likelihood | 52.36819 | Hannan-Quinn criter. | | -0.808148 |
| F-statistic | 34.46994 | Durbin-Watson stat | | 1.937725 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DAB5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

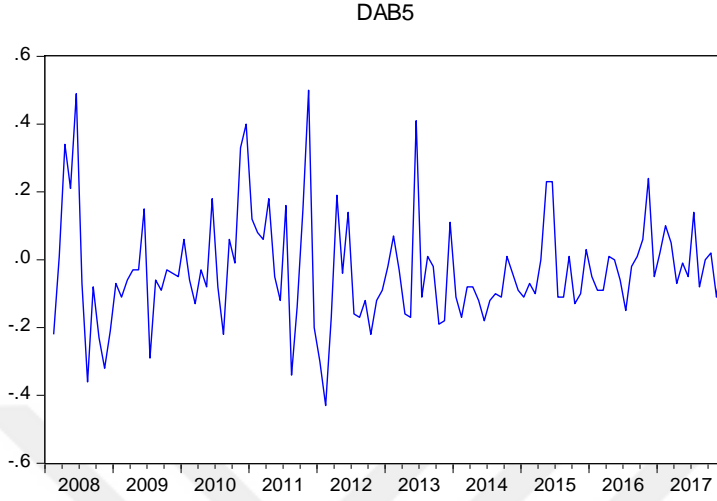
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.174331 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DAB5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:53
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB5(-1) | -0.719423 | 0.088010 | -8.174331 | 0.0000 |
| R-squared | 0.363438 | Mean dependent var | | 0.002034 |
| Adjusted R-squared | 0.363438 | S.D. dependent var | | 0.197179 |
| S.E. of regression | 0.157319 | Akaike info criterion | | -0.852644 |
| Sum squared resid | 2.895663 | Schwarz criterion | | -0.829164 |
| Log likelihood | 51.30602 | Hannan-Quinn criter. | | -0.843111 |

Durbin-Watson stat 1.947643



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DAB5 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DAB5 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

6)Değişken: DAB10 (Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için geçerli 10 yıllık tahvil faizi oranının ilk farkı)

Tablo 26. DAB10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DAB10 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.323436 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DAB10)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:34

Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB10(-1) | -0.747816 | 0.089845 | -8.323436 | 0.0000 |
| C | -0.019920 | 0.014300 | -1.393018 | 0.1663 |
| R-squared | 0.373919 | Mean dependent var | | 0.000169 |
| Adjusted R-squared | 0.368522 | S.D. dependent var | | 0.192673 |
| S.E. of regression | 0.153109 | Akaike info criterion | | -0.898528 |
| Sum squared resid | 2.719317 | Schwarz criterion | | -0.851568 |
| Log likelihood | 55.01317 | Hannan-Quinn criter. | | -0.879461 |
| F-statistic | 69.27959 | Durbin-Watson stat | | 1.942581 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DAB10 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.299356 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DAB10)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:34
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB10(-1) | -0.749132 | 0.090264 | -8.299356 | 0.0000 |
| C | -0.011123 | 0.028872 | -0.385240 | 0.7008 |
| @TREND("2008M01") | -0.000146 | 0.000416 | -0.351189 | 0.7261 |
| R-squared | 0.374590 | Mean dependent var | | 0.000169 |
| Adjusted R-squared | 0.363713 | S.D. dependent var | | 0.192673 |
| S.E. of regression | 0.153691 | Akaike info criterion | | -0.882651 |
| Sum squared resid | 2.716404 | Schwarz criterion | | -0.812210 |
| Log likelihood | 55.07642 | Hannan-Quinn criter. | | -0.854050 |
| F-statistic | 34.43967 | Durbin-Watson stat | | 1.942334 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

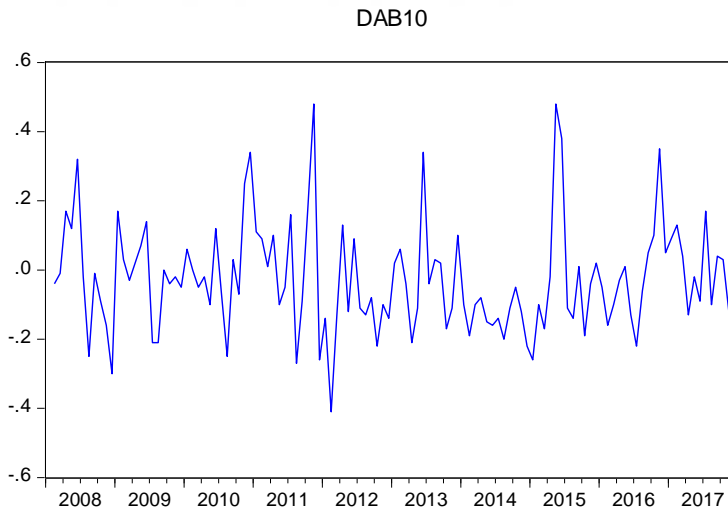
Null Hypothesis: DAB10 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.173264 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DAB10)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:34
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DAB10(-1) | -0.726692 | 0.088911 | -8.173264 | 0.0000 |
| R-squared | 0.363446 | Mean dependent var | | 0.000169 |
| Adjusted R-squared | 0.363446 | S.D. dependent var | | 0.192673 |
| S.E. of regression | 0.153723 | Akaike info criterion | | -0.898887 |
| Sum squared resid | 2.764807 | Schwarz criterion | | -0.875407 |
| Log likelihood | 54.03436 | Hannan-Quinn criter. | | -0.889354 |
| Durbin-Watson stat | 1.948147 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DAB10 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DAB10 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

7)Değişken: DABD 2 (ABD için 2 yıllık tahvil faizinin birinci farkı)

Tablo 27. DABD2 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DABD2 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.777163 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DABD2)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:58
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DABD2(-1) | -0.755530 | 0.086079 | -8.777163 | 0.0000 |
| C | 0.002856 | 0.013133 | 0.217446 | 0.8282 |
| R-squared | 0.399084 | Mean dependent var | | 0.004898 |
| Adjusted R-squared | 0.393904 | S.D. dependent var | | 0.183223 |
| S.E. of regression | 0.142643 | Akaike info criterion | | -1.040136 |
| Sum squared resid | 2.360264 | Schwarz criterion | | -0.993175 |
| Log likelihood | 63.36800 | Hannan-Quinn criter. | | -1.021068 |
| F-statistic | 77.03858 | Durbin-Watson stat | | 1.896852 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DABD2 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.980267 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation

Dependent Variable: D(DABD2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:58
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DABD2(-1) | -0.788441 | 0.087797 | -8.980267 | 0.0000 |
| C | -0.036165 | 0.027176 | -1.330794 | 0.1859 |
| @TREND("2008M01") | 0.000644 | 0.000393 | 1.636579 | 0.1045 |
| R-squared | 0.412761 | Mean dependent var | | 0.004898 |
| Adjusted R-squared | 0.402548 | S.D. dependent var | | 0.183223 |
| S.E. of regression | 0.141622 | Akaike info criterion | | -1.046210 |
| Sum squared resid | 2.306544 | Schwarz criterion | | -0.975769 |
| Log likelihood | 64.72637 | Hannan-Quinn criter. | | -1.017609 |
| F-statistic | 40.41582 | Durbin-Watson stat | | 1.885246 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

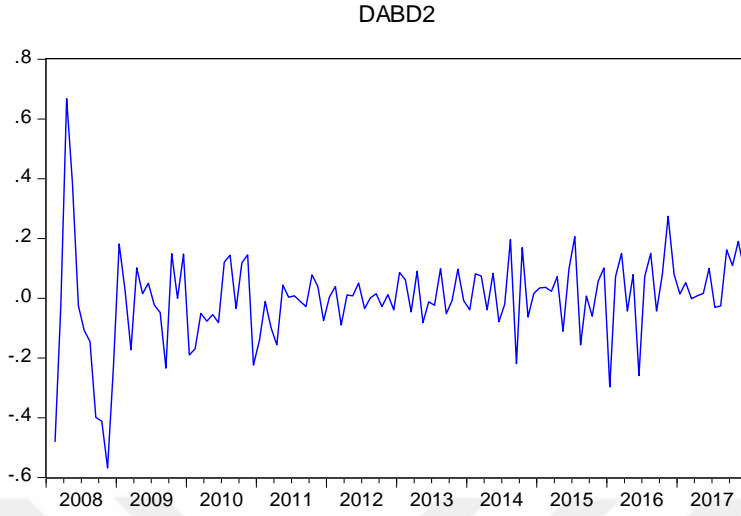
Null Hypothesis: DABD2 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.818371 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DABD2)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:59
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DABD2(-1) | -0.755862 | 0.085714 | -8.818371 | 0.0000 |
| R-squared | 0.398839 | Mean dependent var | | 0.004898 |
| Adjusted R-squared | 0.398839 | S.D. dependent var | | 0.183223 |
| S.E. of regression | 0.142061 | Akaike info criterion | | -1.056677 |
| Sum squared resid | 2.361227 | Schwarz criterion | | -1.033197 |
| Log likelihood | 63.34395 | Hannan-Quinn criter. | | -1.047143 |
| Durbin-Watson stat | 1.895511 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DABD2 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DABD2 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

8) Değişken: DABD 5 (ABD için 5 yıllık tahvil faizinin birinci farkı)

Tablo 28. DABD5 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DABD5 has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.18156 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DABD5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:56
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DABD5(-1) | -0.937843 | 0.092112 | -10.18156 | 0.0000 |
| C | -0.001944 | 0.021701 | -0.089561 | 0.9288 |
| R-squared | 0.471921 | Mean dependent var | | 0.003000 |
| Adjusted R-squared | 0.467369 | S.D. dependent var | | 0.322919 |
| S.E. of regression | 0.235672 | Akaike info criterion | | -0.035952 |
| Sum squared resid | 6.442763 | Schwarz criterion | | 0.011009 |
| Log likelihood | 4.121156 | Hannan-Quinn criter. | | -0.016884 |
| F-statistic | 103.6642 | Durbin-Watson stat | | 1.988585 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DABD5 has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.20777 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DABD5)
Method: Least Squares
Date: 06/07/19 Time: 14:57
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DABD5(-1) | -0.945974 | 0.092672 | -10.20777 | 0.0000 |
| C | -0.035913 | 0.044482 | -0.807363 | 0.4211 |
| @TREND("2008M01") | 0.000561 | 0.000641 | 0.875116 | 0.3833 |
| R-squared | 0.475415 | Mean dependent var | | 0.003000 |
| Adjusted R-squared | 0.466291 | S.D. dependent var | | 0.322919 |
| S.E. of regression | 0.235910 | Akaike info criterion | | -0.025640 |
| Sum squared resid | 6.400142 | Schwarz criterion | | 0.044801 |
| Log likelihood | 4.512757 | Hannan-Quinn criter. | | 0.002961 |
| F-statistic | 52.11038 | Durbin-Watson stat | | 1.987071 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

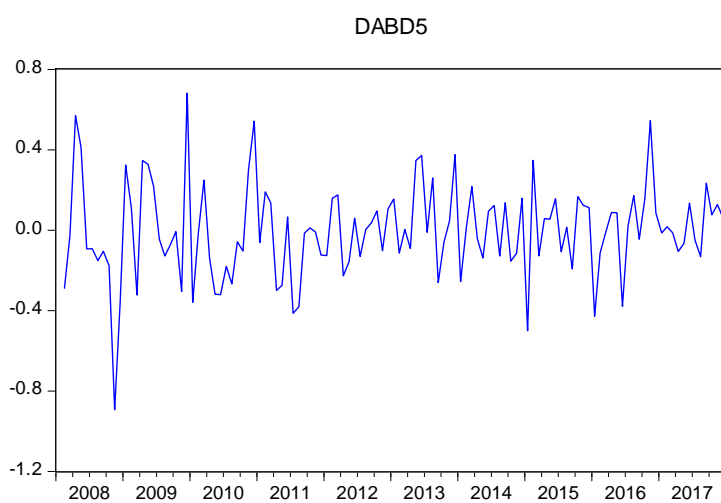
Null Hypothesis: DABD5 has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.22555 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DABD5)
 Method: Least Squares
 Date: 06/07/19 Time: 14:57
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DABD5(-1) | -0.937659 | 0.091698 | -10.22555 | 0.0000 |
| R-squared | 0.471885 | Mean dependent var | | 0.003000 |
| Adjusted R-squared | 0.471885 | S.D. dependent var | | 0.322919 |
| S.E. of regression | 0.234670 | Akaike info criterion | | -0.052832 |
| Sum squared resid | 6.443208 | Schwarz criterion | | -0.029351 |
| Log likelihood | 4.117076 | Hannan-Quinn criter. | | -0.043298 |
| Durbin-Watson stat | 1.988783 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DABD5 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DABD5 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

9)Değişken: DABD 10 (ABD için 10 yıllık tahvil faizinin birinci farkı)

Tablo 29. DABD10 Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DABD10 has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.03358 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DABD10)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:36
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| DABD10(-1) | -0.924594 | 0.092150 | -10.03358 | 0.0000 |
| R-squared | 0.462494 | Mean dependent var | | 0.000576 |
| Adjusted R-squared | 0.462494 | S.D. dependent var | | 0.344891 |
| S.E. of regression | 0.252856 | Akaike info criterion | | 0.096443 |
| Sum squared resid | 7.480514 | Schwarz criterion | | 0.119923 |
| Log likelihood | -4.690143 | Hannan-Quinn criter. | | 0.105977 |
| Durbin-Watson stat | 1.975774 | | | |

Null Hypothesis: DABD10 has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

| | | | |
|--|-----------|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -10.00346 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -3.486551 | |
| | 5% level | -2.886074 | |
| | 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DABD10)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:37
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|----------|
| DABD10(-1) | -0.925960 | 0.092564 | -10.00346 | 0.0000 |
| C | -0.008699 | 0.023382 | -0.372042 | 0.7105 |
| R-squared | 0.463135 | Mean dependent var | | 0.000576 |
| Adjusted R-squared | 0.458507 | S.D. dependent var | | 0.344891 |
| S.E. of regression | 0.253792 | Akaike info criterion | | 0.112200 |
| Sum squared resid | 7.471599 | Schwarz criterion | | 0.159160 |
| Log likelihood | -4.619784 | Hannan-Quinn criter. | | 0.131267 |
| F-statistic | 100.0692 | Durbin-Watson stat | | 1.975851 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DABD10 has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

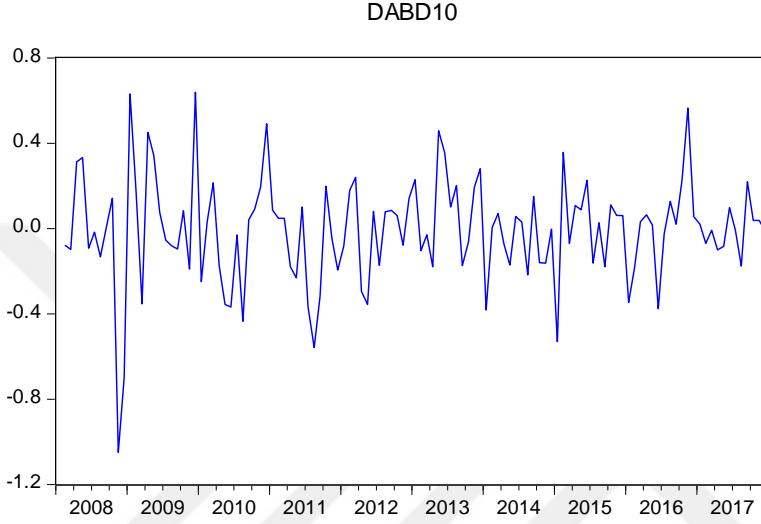
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -9.982098 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -4.037668 |
| | 5% level | -3.448348 |
| | 10% level | -3.149326 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DABD10)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:37
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------------------|-------------|------------|-------------|--------|
| DABD10(-1) | -0.928342 | 0.093001 | -9.982098 | 0.0000 |
| C | -0.028931 | 0.047883 | -0.604214 | 0.5469 |
| @TREND("2008M01") | 0.000334 | 0.000689 | 0.484698 | 0.6288 |

| | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|----------|
| R-squared | 0.464229 | Mean dependent var | 0.000576 |
| Adjusted R-squared | 0.454912 | S.D. dependent var | 0.344891 |
| S.E. of regression | 0.254633 | Akaike info criterion | 0.127108 |
| Sum squared resid | 7.456366 | Schwarz criterion | 0.197549 |
| Log likelihood | -4.499377 | Hannan-Quinn criter. | 0.155709 |
| F-statistic | 49.82206 | Durbin-Watson stat | 1.975912 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DABD10 değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DABD10 değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

10) Değişken: DSEPETKUR (SEPETKUR değişkeninin birinci farkı)

Tablo 30. DSEPETKUR Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DSEPETKUR has a unit root
 Exogenous: Constant
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.395773 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DSEPETKUR)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:54
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DSEPETKUR(-1) | -0.757175 | 0.090185 | -8.395773 | 0.0000 |
| C | 0.017448 | 0.006661 | 2.619481 | 0.0100 |
| R-squared | 0.377979 | Mean dependent var | | -0.000322 |
| Adjusted R-squared | 0.372617 | S.D. dependent var | | 0.086617 |
| S.E. of regression | 0.068607 | Akaike info criterion | | -2.504034 |
| Sum squared resid | 0.546006 | Schwarz criterion | | -2.457074 |
| Log likelihood | 149.7380 | Hannan-Quinn criter. | | -2.484967 |
| F-statistic | 70.48900 | Durbin-Watson stat | | 1.891477 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DSEPETKUR has a unit root
 Exogenous: Constant, Linear Trend
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -8.589785 | 0.0000 |
| Test critical values: 1% level | -4.037668 | |
| 5% level | -3.448348 | |
| 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DSEPETKUR)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:54
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DSEPETKUR(-1) | -0.784449 | 0.091323 | -8.589785 | 0.0000 |
| C | 0.000372 | 0.012795 | 0.029075 | 0.9769 |
| @TREND("2008M01") | 0.000293 | 0.000188 | 1.559640 | 0.1216 |
| R-squared | 0.390864 | Mean dependent var | | -0.000322 |
| Adjusted R-squared | 0.380270 | S.D. dependent var | | 0.086617 |
| S.E. of regression | 0.068187 | Akaike info criterion | | -2.508017 |
| Sum squared resid | 0.534696 | Schwarz criterion | | -2.437575 |
| Log likelihood | 150.9730 | Hannan-Quinn criter. | | -2.479415 |
| F-statistic | 36.89597 | Durbin-Watson stat | | 1.888838 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

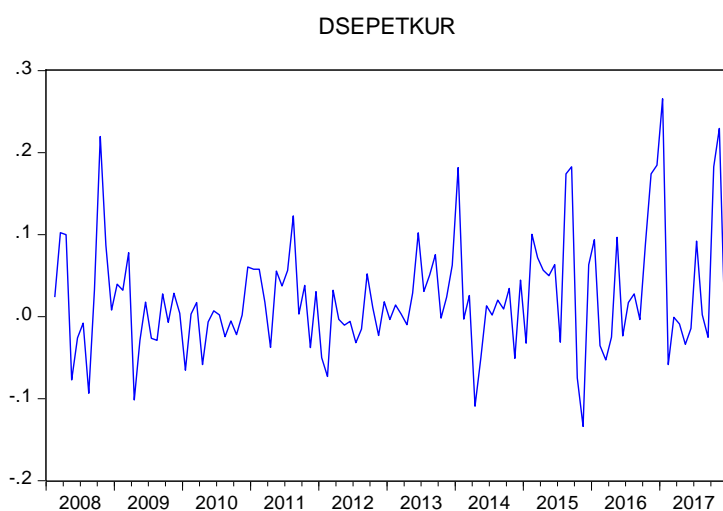
Null Hypothesis: DSEPETKUR has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -7.784225 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -2.584707 | |
| 5% level | -1.943563 | |
| 10% level | -1.614927 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DSEPETKUR)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:54
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DSEPETKUR(-1) | -0.682108 | 0.087627 | -7.784225 | 0.0000 |
| R-squared | 0.341185 | Mean dependent var | | -0.000322 |
| Adjusted R-squared | 0.341185 | S.D. dependent var | | 0.086617 |
| S.E. of regression | 0.070305 | Akaike info criterion | | -2.463514 |
| Sum squared resid | 0.578304 | Schwarz criterion | | -2.440034 |
| Log likelihood | 146.3474 | Hannan-Quinn criter. | | -2.453981 |
| Durbin-Watson stat | 1.905740 | | | |



Yapılan ADF testi sonuçları incelendiğinde; $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde DSEPETKUR değişkeni için test edilen H_0 hipotezi tüm modellerde reddedilmiştir. Bu durumda DSEPETKUR değişkeninin birinci farkının durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

11) Değişken: DM2Y (Merkez Bankası parası değişkeninin birinci farkı)

Tablo 31. DM2Y Değişkenine İlişkin ADF Testi Sonuçları

Null Hypothesis: DM2Y has a unit root
Exogenous: Constant
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -10.17403 | 0.0000 |
| Test critical values: | | |
| 1% level | -3.486551 | |
| 5% level | -2.886074 | |
| 10% level | -2.579931 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
Dependent Variable: D(DM2Y)
Method: Least Squares
Date: 11/23/18 Time: 14:47
Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DM2Y(-1) | -0.949073 | 0.093284 | -10.17403 | 0.0000 |
| C | 10232648 | 1573938. | 6.501304 | 0.0000 |
| R-squared | 0.471552 | Mean dependent var | | -84609.61 |
| Adjusted R-squared | 0.466997 | S.D. dependent var | | 17910150 |
| S.E. of regression | 13075675 | Akaike info criterion | | 35.62721 |
| Sum squared resid | 1.98E+16 | Schwarz criterion | | 35.67417 |
| Log likelihood | -2100.005 | Hannan-Quinn criter. | | 35.64628 |
| F-statistic | 103.5109 | Durbin-Watson stat | | 1.980088 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DM2Y has a unit root
Exogenous: Constant, Linear Trend
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

t-Statistic Prob.*

| | | | |
|--|-----------|-----------|--------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | | -11.36369 | 0.0000 |
| Test critical values: | 1% level | -4.037668 | |
| | 5% level | -3.448348 | |
| | 10% level | -3.149326 | |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DM2Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:47
 Sample (adjusted): 2008M03 2017M12
 Included observations: 118 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|--------------------|-------------|-----------------------|-------------|-----------|
| DM2Y(-1) | -1.074997 | 0.094599 | -11.36369 | 0.0000 |
| C | 3471639. | 2340428. | 1.483335 | 0.1407 |
| @TREND("2008M01") | 134378.7 | 35836.74 | 3.749747 | 0.0003 |
| R-squared | 0.529125 | Mean dependent var | | -84609.61 |
| Adjusted R-squared | 0.520935 | S.D. dependent var | | 17910150 |
| S.E. of regression | 12396420 | Akaike info criterion | | 35.52881 |
| Sum squared resid | 1.77E+16 | Schwarz criterion | | 35.59925 |
| Log likelihood | -2093.200 | Hannan-Quinn criter. | | 35.55741 |
| F-statistic | 64.61296 | Durbin-Watson stat | | 1.977439 |
| Prob(F-statistic) | 0.000000 | | | |

Null Hypothesis: DM2Y has a unit root
 Exogenous: None
 Lag Length: 5 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)

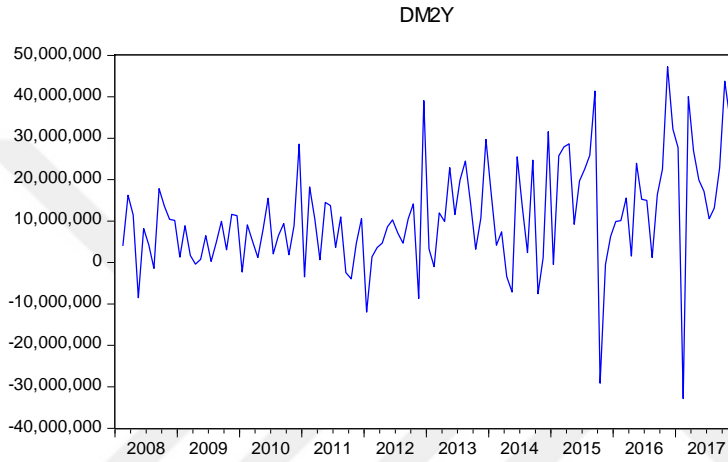
| | t-Statistic | Prob.* |
|--|-------------|-----------|
| Augmented Dickey-Fuller test statistic | -0.654253 | 0.4317 |
| Test critical values: | 1% level | -2.585587 |
| | 5% level | -1.943688 |
| | 10% level | -1.614850 |

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

Augmented Dickey-Fuller Test Equation
 Dependent Variable: D(DM2Y)
 Method: Least Squares
 Date: 11/23/18 Time: 14:48
 Sample (adjusted): 2008M08 2017M12
 Included observations: 113 after adjustments

| Variable | Coefficient | Std. Error | t-Statistic | Prob. |
|-------------|-------------|------------|-------------|--------|
| DM2Y(-1) | -0.066491 | 0.101629 | -0.654253 | 0.5144 |
| D(DM2Y(-1)) | -0.884821 | 0.130428 | -6.783974 | 0.0000 |
| D(DM2Y(-2)) | -0.823513 | 0.140662 | -5.854568 | 0.0000 |

| | | | | |
|--------------------|-----------|-----------------------|-----------|--------|
| D(DM2Y(-3)) | -0.691928 | 0.140805 | -4.914084 | 0.0000 |
| D(DM2Y(-4)) | -0.600151 | 0.125252 | -4.791533 | 0.0000 |
| D(DM2Y(-5)) | -0.361271 | 0.095029 | -3.801705 | 0.0002 |
| R-squared | 0.509689 | Mean dependent var | -90836.40 | |
| Adjusted R-squared | 0.486777 | S.D. dependent var | 18093391 | |
| S.E. of regression | 12962025 | Akaike info criterion | 35.64458 | |
| Sum squared resid | 1.80E+16 | Schwarz criterion | 35.78940 | |
| Log likelihood | -2007.919 | Hannan-Quinn criter. | 35.70335 | |
| Durbin-Watson stat | 1.993103 | | | |



Yapılan ADF testi sonucunda; hiçbir dışsal değişken eklenmeden yapılan regresyonda DM2Y değişkeni için test edilen “ H_0 : Değişkenin birim kökü vardır.” hipotezi $\alpha=0,10$ güven düzeyinde reddedilememiştir. Fakat diğer regresyon modellerinde (sabit terimli ve sabit terim ile eğilimli modeller) H_0 hipotezi $\alpha=0,01$ güven düzeyinde reddedilmiştir.

Sonuç olarak, analizde kullanılan on bir farklı değişkenin birinci farkları alınmış ve değişkenlerin durağanlığının tespit edilebilmesi için ADF testi yapılmıştır. Yapılan ADF testi sonuçları tüm değişkenler için incelenmiş ve $\alpha=0,05$ anlamlık düzeyinde “ H_0 : Değişkenin birim kökü vardır.” Hipotezi tüm değişkenler için reddedilmiştir. Söz konusu on bir değişkenin de birinci farklarının durağan olduğu tespit edilmiş olup, bundan sonraki aşamada yapılacak olan Vektör Otoregresyon analizinde değişkenlerin birinci farkları kullanılacaktır.

3.4. Çalışmada Kullanılan Değişkenler için İkili İlişki Analizi ve Korelasyon Testi Sonuçları

İki veya daha fazla değişkenin birbirleriyle arasındaki doğrusal ilişkiyi test etmek ve ilişkinin bulunması halinde, ilişkinin derecesini ölçmek için kullanılan istatistiksel yönteme “Korelasyon Analizi” denir. Söz konusu analizin kullanılmasıyla amaçlanan bir bağımsız değişken değiştiğinde, onunla ilişkisi olduğu düşünülen bağımlı değişkenin ne yönde değişeceğini görmektir. İki değişken arasındaki ilişkinin derecesi korelasyon katsayısı ile hesaplanır ve bu katsayısı (r) -1 ile +1 arasında değerler alır.

Pozitif bir ilişkinin olması bağımsız değişkenin değerlerinin artması durumunda, bağımlı değişkenin değerlerinin de artması, yada bağımsız değişkenin değerlerinin azalması durumunda bağımlı değişkene ait değerlerin de azalma eğiliminde olması anlamına gelmektedir. Negatif korelasyonun olması durumu ise, bağımlı ve bağımsız değişkenlerin zıt yönlerde hareket ettiğini göstermektedir.

Korelasyon katsayısının “0” olması durumunda, değişkenler arasında doğrusal bir ilişkinin olmadığı söylenebilir. Fakat iki değişken arasındaki korelasyon, neden sonuç ilişkisi anlamına gelmemektedir.

Aşağıdaki tabloda çalışmada kullanılan on bir farklı değişken için korelasyon analizi yapılmış ve sonuçlarına yer verilmiştir.

Tablo 32. Çalışmada Kullanılan Değişkenlerin İkili Korelasyonları ve Korelasyon Testi Sonuçları

| Değişkenler | BIST100 | TR2 | TR5 | M2Y | SEPETKUR | AB3 | AB5 | AB10 | ABD2 | ABD5 | ABD10 |
|-----------------|------------|------------|-----------|-----------|------------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| BIST100 | 1.000.000 | | | | | | | | | | |
| t-istatistiği | ----- | | | | | | | | | | |
| Olasılık | ----- | | | | | | | | | | |
| TR2 | -0.505000 | 1.000.000 | | | | | | | | | |
| t-istatistiği | -6.355.676 | ----- | | | | | | | | | |
| Olasılık | 0.0000 | ----- | | | | | | | | | |
| TR5 | -0.621827 | 0.974120 | 1.000.000 | | | | | | | | |
| t-istatistiği | -8.625.077 | 4.681.512 | ----- | | | | | | | | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0000 | ----- | | | | | | | | |
| M2Y | 0.864311 | -0.245461 | -0.351820 | 1.000.000 | | | | | | | |
| t-istatistiği | 1.866.723 | -2.750.543 | 4.082.769 | ----- | | | | | | | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0069 | 0.0001 | ----- | | | | | | | |
| SEPETKUR | 0.791651 | -0.140178 | -0.236333 | 0.981042 | 1.000.000 | | | | | | |
| t-istatistiği | 1.407.514 | -1.537.903 | 2.642.083 | 5.499.068 | ----- | | | | | | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.1267 | 0.0094 | 0.0000 | ----- | | | | | | |
| AB3 | -0.820012 | 0.481378 | 0.541354 | -0.899690 | -0.851745 | 1.000.000 | | | | | |
| t-istatistiği | -1.556.335 | 5.965.797 | 6.994.115 | 2.238.822 | -1.765.854 | ----- | | | | | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | ----- | | | | | |
| AB5 | -0.820480 | 0.388863 | 0.467730 | -0.926082 | -0.877154 | 0.987775 | 1.000.000 | | | | |
| t-istatistiği | -1.559.047 | 4.584.991 | 5.748.397 | 2.666.107 | -1.984.204 | 6.883.170 | ----- | | | | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | ----- | | | | |
| AB10 | -0.793102 | 0.267192 | 0.359768 | -0.930416 | -0.883041 | 0.945768 | 0.983683 | 1.000.000 | | | |
| t-istatistiği | -1.414.455 | 3.011.956 | 4.188.536 | 2.757.649 | -2.043.975 | 3.162.661 | 5.939.357 | ----- | | | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0032 | 0.0001 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | ----- | | | |
| ABD2 | -0.120637 | 0.806123 | 0.747345 | 0.057474 | 0.142954 | 0.186753 | 0.083904 | -0.039829 | 1.000.000 | | |
| t-istatistiği | -1.320.098 | 1.479.811 | 1.221.826 | 0.625364 | 1.568.990 | 2.064.990 | 0.914659 | -0.432994 | ----- | | |
| Olasılık | 0.1894 | 0.0000 | 0.0000 | 0.5329 | 0.1193 | 0.0411 | 0.3622 | 0.6658 | ----- | | |
| ABD5 | -0.378040 | 0.692707 | 0.719175 | -0.262358 | -0.174801 | 0.366332 | 0.322275 | 0.253227 | 0.757456 | 1.000.000 | |
| t-istatistiği | -4.435.752 | 1.043.335 | 1.124.342 | 2.953.393 | -1.928.516 | 4.276.679 | 3.698.115 | 2.843.424 | 1.260.264 | ----- | |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0038 | 0.0562 | 0.0000 | 0.0003 | 0.0053 | 0.0000 | ----- | |
| ABD10 | -0.578358 | 0.540082 | 0.613238 | -0.580070 | -0.508193 | 0.607499 | 0.610327 | 0.587557 | 0.471945 | 0.891131 | 1.000.000 |
| t-istatistiği | -7.701.278 | 6.970.888 | 8.433.330 | 7.735.607 | -6.409.794 | 8.307.896 | 8.369.444 | 7.887.594 | 5.814.958 | 2.133.385 | ----- |
| Olasılık | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | 0.0000 | ----- |

Yukarıdaki tabloda ilk sütunda yer alan veriler BİST100 değişkeninin diğer değişkenler ile arasındaki korelasyonu ve bunun sonucunda yapılan t testi sonuçlarını göstermektedir. Buna göre, t testi sonuçları incelendiğinde; analizde kullanılan **ABD2** değişkeni hariç diğer dokuz değişkenin bağımlı değişken olan BİST100 değişkeniyle arasındaki korelasyon katsayısının %1 güven düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir.

BIST100 değişkeninin M2Y ve SEPETKUR değişkenleriyle arasında pozitif korelasyon olduğu; buna karşılık TR2, TR5, AB3, AB5, AB10, ABD2 ve ABD10

değişkenleriyle BIST100 değişkeni arasında negatif bir korelasyon ilişkisi bulunduğu sonucuna varılmıştır.

3.5. Çalışmada Kullanılan Değişkenler için Çoklu İlişki Analizi

3.5.1. BİST100 Endeksi için Oluşturulan Schwert Volatilite Endeksi

G. William Schwert tarafından 1989 yılında yayınlanan “Why Does Stock Market Volatility Change over Time?” başlıklı makalede hisse senedi piyasası volatilitesi ile temel makroekonomik değişkenlerin ilişkisi incelenmiştir. (Schwert, 1989) Schwert tarafından geliştirilen bu yöntemde koşullu ortalama getirinin zaman içinde değişerek gecikmeli mutlak beklenmedik getirilere farklı ağırlık verilmesine olanak sağlanmaktadır. Bu nedenle Officer, Fama ve Merton tarafından kullanılan 12 aylık hareketli standart hata tahmininin genelleştirilmiş bir biçimi olduğu düşünülmektedir.

Bu yöntem sayesinde aylık makroekonomik değişkenlerin volatilite değerlerinin tahmin edilmesine olanak sağlanmaktadır. Volatilite endeksine ilişkin tahmin yöntemi şöyle açıklanabilir: İlk aşamada 12. dereceden bir otoregresif modelle aylık getiri oranları, ayları betimleyen kukla değişkenlerin de yardımıyla tahmin edilmektedir. Farklı aylık ortalama getirilerin dikkate alınabilmesi amacıyla ayları betimleyen kukla değişkenler modele dahil edilmiştir.

$$G_t = \sum_{i=1}^{12} \beta_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \omega_j G_{t-j} + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki denklemde yer alan D_{it} ve G_{t-j} terimleri sırasıyla aylık kukla değişkeni ve getirilerin j dönemi önceki değerlerini ifade etmektedir. Bundan sonraki aşamada hesaplanan bu değerler kullanılarak Schwert Volatilite Endeksi hesaplanmaktadır. Bu regresyonda hesaplanan hata terimleri kullanılarak aşağıda verilen regresyon modeli tahmin edilmektedir.

$$|\hat{\epsilon}_t| = \sum_{i=1}^{12} \alpha_i D_{it} + \sum_{j=1}^{12} \rho_j |\hat{\epsilon}_{t-j}| + u_t$$

Son regresyon denkleminde tahmin edilen hata terimleri döneme ilişkin volatilité endeksini oluřturmaktadır.

Çalıřmamızın bu ařamasında BİST100 deęiřkeni için yukarıda verilen bilgiler ışığında Schwert Volatilité Endeksi oluřturulmuř ve bu deęiřken VOLATILITY olarak analizlerde tanımlanmıřtır. Çalıřmamızın amacı BİST100 endeksi için oluřturulan Schwert Volatilité Endeksi ile seçilmiř on farklı makroekonomik deęiřkenlerin Vektör Otoregresyon Yöntemi ile analiz edilmesidir.

3.5.2. Vektör Otoregresyon (Var) Analizi

VAR Modeli, çok deęiřkenli zaman serilerinin incelenmesi amacıyla tek deęiřkenli otoregresyon modellerinin geliřmiř bir versiyonudur. Sims (1980) tarafından geliřtirilen VAR Modeli, özellikle makroekonomik ve finansal verilerin incelenmesinde, geleceęe yönelik tahminler yapılmasında kullanılmaktadır. Modelde yer alan veriler arasında eř zamanlılık (simultaneity) durumu söz konusu olduęunda, Sims tüm verilerin eřit kořullarda deęerlendirilmesini, aralarında içsel ve dıřsal ayırımının yapılmamasını savunmuřtur. Ayrıca VAR Modelleri ile oluřturulan tahminler oldukça esnektir; çünkü modelde belirlenen deęiřkenlerin olası gelecek verilerinin tahminine göre model řartlı hale getirilebilir. Geleceęe yönelik tahmin oluřturmanın yanı sıra VAR Modelleri, yapısal çıkarım yapmak ve politika analizleri oluřturmak için de kullanılmaktadır. (Zivot and Wang, 2006)

VAR Modeli ile iřlem yapabilmek için serilerin duraęan olması řartı vardır. Bu modelde tüm deęiřkenler içseldir ve her bir deęiřken hem kendisinin hem de dięer

değişkenlerin gecikmeli değerleriyle regresyona tabi tutulur. Tüm değişkenler için, kendisinin bağımlı değişken olarak yer aldığı bir regresyon denklemi yazılır.

$$Y_t = a + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

Yukarıdaki denklemde Y_t , Y_{1t} 'den Y_{nt} 'ye kadar modelde var olan tüm değişkenleri ((nx1) vektör zaman serisi değişkenleri), ε_t ise söz konusu regresyon denklemi sonucunda ortaya çıkan white noise (ortalaması sıfır) hata terimini temsil eder.

VAR Modelinde karar verilmesi gereken en önemli konulardan biri gecikme uzunluğunu belirlemektir. Bunun için en sık kullanılan yöntemlerden biri Akaike ya da Schwarz kriterini hesaplayıp, buna göre en küçük değeri veren gecikme uzunluğunun seçilmesidir.

Sims (1980), yapılan regresyonlar sonucunda elde edilen katsayıların modelin dinamik davranışı konusunda kesin bir sonuç sağlamadığını, bu nedenle de Etki-Tepki Fonksiyonlarının incelenmesi gerektiğini savunmuştur. Etki-Tepki fonksiyonları (Impulse-Response Functions) testi ile bir değişkende yaşanan ani bir şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisi ölçülerek, farklı ekonomik değişkenler arasındaki ilişkilere yönelik çıkarımlar yapılabilmektedir. Etki-Tepki Fonksiyonlarından elde edilen çıkarımlar bazı araştırmacılar tarafından eleştirilmektedir. Buna göre, Y_{1t} değişkeninin bağımlı değişken olduğu regresyonda, ε_{1t} hata teriminin bir standart sapma kadar arttığı durumda, böyle bir şok Y_{1t} değişkeninin hem cari hem de gelecek değerlerinin değişmesine sebep olur. Aynı zamanda Y_{1t} değişkeni diğer değişkenlerin bağımlı olduğu regresyonlarda da bağımsız değişken olarak yer aldığı için, ε_{1t} hata terimine verilen şok diğer değişkenlerin de dolaylı olarak değişmesine sebep olmaktadır. Bu durum bazı araştırmacılar tarafından eleştiri konusu haline gelmiştir. (Gujarati, 2003). Buna karşılık, Etki-Tepki Fonksiyonları tek bir değişkende yaşanan ani şokların etkilerini geleceğe yönelik olarak analiz etmekte ve ayrıştırmaktadır.

VAR Modelinde gerçekleştirilen bir diğer test ise, varyans ayrıştırmalarıdır. Buna göre, değişkenlerin kendilerinde meydana gelen değişikliğin kaynağını (kendisi ya da diğer değişkenler) yüzde olarak ifade eder. Örneğin, bir değişkende meydana

gelen bir standart sapmalık şokun yüzde kaç oranında kendisinden ve yüzde kaç oranında modelde yer alan diğer değişkenlerden kaynaklandığını gösterir. Varyans ayrıştırmasında değişkenlerin sıralanışı önemlidir, değişkenlerin sıralamasında yapılacak bir değişiklik farklı sonuçların alınmasına sebep olabilir. Varyans ayrıştırması analizi sonucunda; eğer bir değişkende yaşanan ani şokun çok büyük bir bölümü kendisinden kaynaklanıyorsa; söz konusu olan değişkenin dışsal olduğu şeklinde yorum yapılabilir.

3.5.3. Vektör Otoregresyon (Var) Analizi Sonuçları

Değişkenler arasındaki dinamik etkileşimin tespit edilebilmesi için VAR yöntemi kullanılmıştır. Schwarz ve Hannan-Quinn bilgi kriterlerine göre optimal gecikme uzunluğu sıfır olarak belirlenmiştir; fakat Akaike ve Schwarz kriterleri farklı gecikme uzunluğu önerdiğinde finansal zaman serilerinde gözlem sayısı çok olduğundan Akaike kriteri daha fazla önem arz etmektedir. Bu nedenle modele Akaike ve FPE kriterleri tarafından önerilen sekiz gecikme uzunluğu optimal olarak belirlenmiş ve modele dahil edilmiştir. Sonuçlarına aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 33. Gecikme Uzunluğu Sonuçları

VAR Lag Order Selection Criteria
 Endogenous variables: VOLATILITY DTR2 DTR5 DSEPETKUR DM2Y DAB3 DAB5 DAB10 DABD2 DABD5 DABD10
 Exogenous variables: C
 Date: 02/08/19 Time: 15:32
 Sample: 2008M01 2017M12
 Included observations: 111

| Lag | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|-----|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 0 | -1081.804 | NA | 9.87e-06 | 19.69017 | 19.95868* | 19.79909* |
| 1 | -947.5359 | 239.5056 | 7.84e-06 | 19.45110 | 22.67324 | 20.75823 |
| 2 | -845.5928 | 161.6395 | 1.17e-05 | 19.79446 | 25.97024 | 22.29979 |
| 3 | -731.2411 | 158.6501 | 1.54e-05 | 19.91425 | 29.04366 | 23.61779 |
| 4 | -588.2313 | 170.0657* | 1.43e-05 | 19.51768 | 31.60072 | 24.41941 |
| 5 | -452.1655 | 134.8399 | 1.94e-05 | 19.24623 | 34.28290 | 25.34616 |
| 6 | -269.0230 | 145.1941 | 1.68e-05 | 18.12654 | 36.11685 | 25.42468 |
| 7 | -42.01731 | 134.9764 | 1.29e-05 | 16.21653 | 37.16046 | 24.71286 |
| 8 | 312.3810 | 140.4822 | 3.49e-06* | 12.01115* | 35.90872 | 21.70569 |

* indicates lag order selected by the criterion
 LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
 FPE: Final prediction error
 AIC: Akaike information criterion

SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

3.5.3.1.VAR Modeli için Blok Dışsallık Wald Testi ve Sonuçları

Tablo 34. Blok Dışsallık Wald Testi

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 02/08/19 Time: 15:34
Sample: 2008M01 2017M12
Included observations: 111

Dependent variable: VOLATILITY

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|-----------|----------|----|--------|
| DTR2 | 14.79818 | 8 | 0.0632 |
| DTR5 | 16.13485 | 8 | 0.0405 |
| DSEPETKUR | 14.39406 | 8 | 0.0721 |
| DM2Y | 12.84815 | 8 | 0.1172 |
| DAB3 | 26.24629 | 8 | 0.0010 |
| DAB5 | 25.49425 | 8 | 0.0013 |
| DAB10 | 16.82603 | 8 | 0.0320 |
| DABD2 | 9.151663 | 8 | 0.3297 |
| DABD5 | 17.03455 | 8 | 0.0298 |
| DABD10 | 11.84367 | 8 | 0.1583 |
| All | 155.7208 | 80 | 0.0000 |

VAR modeli içsel/dışsal ayrımı yapmadığından modelimizde bağımlı değişken olarak belirlediğimiz VOLATILITY'nin bağımlı değişken olarak yer aldığı çıktı sonuçları incelenmiştir. Buna göre; model %1 güven düzeyinde anlamlıdır. Fakat değişkenler birebir incelendiğinde; %1 güven düzeyinde DAB3 ve DAB5 değişkenlerinin ve %5 güven düzeyinde DTR5, DAB10 ve DABD5 değişkenlerinin dışsal olduğu (bağımlı değişken üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu) sonucuna ulaşılmıştır.

Buna göre; VOLATILITY ve konu edilen dışsal (bağımlı değişken üzerinde anlamlı etkiye sahip olan) beş değişken arasındaki ilişkiyi incelemek üzere yeni bir var modeli oluşturulmuştur. Bu modelde VOLATILITY, DTR5, DAB3, DAB5, DAB10 ve DABD5 değişkenlerine yer verilmiştir. Yeni model üzerinden yapılan Blok Dışsallık Wald testi sonuçlarına aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 35. Blok Dışsallık Wald Testi-2

VAR Granger Causality/Block Exogeneity Wald Tests
Date: 02/08/19 Time: 15:38
Sample: 2008M01 2017M12
Included observations: 111

Dependent variable: VOLATILITY

| Excluded | Chi-sq | df | Prob. |
|----------|----------|----|--------|
| DTR5 | 6.078926 | 8 | 0.6384 |
| DAB3 | 17.29076 | 8 | 0.0272 |
| DAB5 | 16.24568 | 8 | 0.0390 |
| DAB10 | 16.70179 | 8 | 0.0334 |
| DABD5 | 20.14282 | 8 | 0.0098 |
| All | 74.27511 | 40 | 0.0008 |

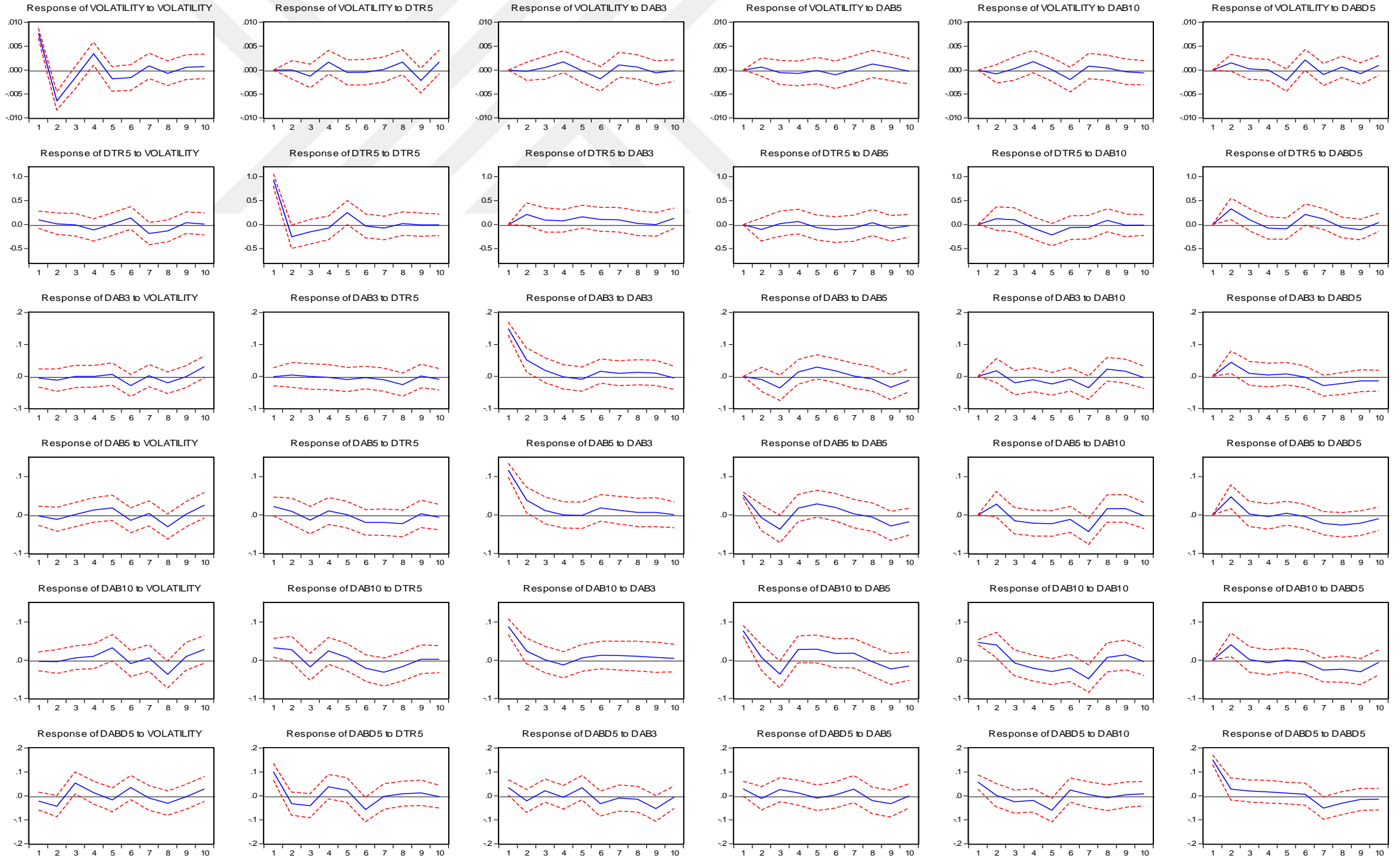
Buna göre, yeni modele dahil edilen DTR5 değişkeni haricindeki diğer dört değişkenin de VOLATILITY üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olduğu (olasılıklar %5'ten küçük) ve modelin bu haliyle %1 güven düzeyinde anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

3.5.3.2. Etki Tepki Fonksiyonları

Model üzerinden test edilen etki-tepki fonksiyonu grafiklerine aşağıda yer verilmiştir.

Şekil 7: Etki Tepki Fonksiyonları Grafikleri

Response to Cholesky One S.D. Innovations ± 2 S.E.



VOLATILITY deęişkenin dıřsal deęişkenlerde yařanan řoklara verdięi tepkiler incelenmiřtir. Buna gre; DAB3 deęişkeninde yařanan bir řoka birinci ve uęnc aylar arası artıř, uęnc ve altıncı aylar arası azalıř ve altıncı aydan sekizinci aya kadar tekrar artıř řeklinde tepki verdięi grlmřtir.

VOLATILITY deęişkeninin DAB5 deęişkeninde yařanan bir řoka ikinci aydan itibaren artıř řeklinde cevap verdięi ve etkinin bu řekilde devam ettięi grlmřtir. DAB10 deęişkeninde yařanan bir řoka ikinci aydan drdnc aya kadar artıř, drdnc aydan altıncı aya kadar azalıř ve altıncı aydan sekizinci aya kadar artıř řeklinde tepki verdięi grlmřtir. DABD5 deęişkeninde yařanan bir řoka ikinci aydan beřinci aya kadar azalıř, ve beřinci aydan sonra aylık olarak zikzak řeklinde tepki verdięi grlmřtir.

3.5.3.3. Varyans Ayrıřtırma Analizi

VOLATILITY, DTR5, DAB3, DAB5, DAB10 ve DABD5 deęişkenleri iin varyans ayrıřtırma analizi yapılmıř, deęişkenlerin 10 dnemlik varyans ayrıřtırma sonularına ařaęıdaki tabloda yer verilmiřtir.

Tablo 36. Varyans Ayrıřtırma Analizi Sonuları

| Period | S.E. | VOLATILITY | DTR5 | DAB3 | DAB5 | DAB10 | DABD5 |
|--------|----------|------------|----------|----------|----------|----------|----------|
| 1 | 0.007696 | 100.0000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 | 0.000000 |
| 2 | 0.010209 | 96.88951 | 0.001773 | 0.078954 | 0.343627 | 0.610379 | 2.075760 |
| 3 | 0.010449 | 94.86334 | 1.516992 | 0.304314 | 0.602190 | 0.690147 | 2.023020 |
| 4 | 0.011401 | 88.69696 | 3.314149 | 2.488799 | 0.917325 | 2.882558 | 1.700205 |
| 5 | 0.011765 | 85.78325 | 3.297377 | 2.361810 | 0.874899 | 2.711814 | 4.970847 |
| 6 | 0.012408 | 78.80240 | 3.109491 | 4.330336 | 1.455243 | 5.028129 | 7.274405 |
| 7 | 0.012546 | 77.54914 | 3.047772 | 4.924123 | 1.426415 | 5.355855 | 7.696697 |
| 8 | 0.012773 | 75.11034 | 4.614508 | 4.992049 | 2.339865 | 5.283771 | 7.659470 |
| 9 | 0.013027 | 72.41264 | 7.270164 | 5.022210 | 2.424823 | 5.158215 | 7.711944 |
| 10 | 0.013205 | 70.77692 | 8.681191 | 4.895953 | 2.408491 | 5.228343 | 8.009101 |

Sonuçlar incelendiğinde; VOLATILITY değişkenindeki hata varyansının büyük bir kısmı (%70,77'si) kendisi tarafından açıklanmaktadır. Bununla birlikte volatility değişkenindeki hata varyansının %8,68'lik kısmının DTR5 değişkeni tarafından, %8,01'lik kısmı DABD5 değişkeni tarafından, %5,22'lik kısmı DAB10 değişkeni tarafından, %4,90'lık kısmı DAB3 değişkeni tarafından ve %2,40'lık kısmı ise DAB5 değişkeni tarafından açıklandığı görülmüştür.

3.5.3.4. Granger Nedensellik Testi

VAR analizinin sonuçları incelendikten sonra, tüm değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi test edebilmek amacıyla Granger Nedensellik testi yapılmıştır. Söz konusu testi gerçekleştirmek için tüm değişkenler için durağanlık testi yapılmış ve hepsi durağan hale getirildikten sonra analiz gerçekleştirilmiştir. Yukarıdaki VAR modelinde optimal gecikme uzunluğu olarak belirlenen sekiz gecikme uzunluğu modele dahil edilmiştir.

Granger Nedensellik analizi sonuçlarına aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 37. Granger Nedensellik Testi Sonuçları

Pairwise Granger Causality Tests
Date: 02/08/19 Time: 17:05
Sample: 2008M01 2017M12
Lags: 8

| Null Hypothesis: | Obs | F-Statistic | Prob. |
|---|-----|-------------|--------|
| DTR5 does not Granger Cause VOLATILITY | 111 | 0.87904 | 0.5372 |
| VOLATILITY does not Granger Cause DTR5 | | 0.74236 | 0.6539 |
| DAB3 does not Granger Cause VOLATILITY | 111 | 1.99726 | 0.0551 |
| VOLATILITY does not Granger Cause DAB3 | | 0.70152 | 0.6894 |
| DAB5 does not Granger Cause VOLATILITY | 111 | 1.95269 | 0.0611 |
| VOLATILITY does not Granger Cause DAB5 | | 0.82230 | 0.5849 |
| DAB10 does not Granger Cause VOLATILITY | 111 | 2.98736 | 0.0050 |
| VOLATILITY does not Granger Cause DAB10 | | 1.42805 | 0.1950 |
| DABD5 does not Granger Cause VOLATILITY | 111 | 1.25296 | 0.2777 |
| VOLATILITY does not Granger Cause DABD5 | | 1.97179 | 0.0584 |
| DAB3 does not Granger Cause DTR5 | 111 | 2.98876 | 0.0050 |
| DTR5 does not Granger Cause DAB3 | | 0.63907 | 0.7430 |

| | | | |
|------------------------------------|-----|---------|--------|
| DAB5 does not Granger Cause DTR5 | 111 | 1.70270 | 0.1078 |
| DTR5 does not Granger Cause DAB5 | | 0.78476 | 0.6172 |
| DAB10 does not Granger Cause DTR5 | 111 | 0.42701 | 0.9022 |
| DTR5 does not Granger Cause DAB10 | | 1.31752 | 0.2444 |
| DABD5 does not Granger Cause DTR5 | 111 | 1.32565 | 0.2404 |
| DTR5 does not Granger Cause DABD5 | | 2.00327 | 0.0543 |
| DAB5 does not Granger Cause DAB3 | 111 | 0.80763 | 0.5975 |
| DAB3 does not Granger Cause DAB5 | | 1.37513 | 0.2175 |
| DAB10 does not Granger Cause DAB3 | 111 | 1.40518 | 0.2045 |
| DAB3 does not Granger Cause DAB10 | | 0.53826 | 0.8249 |
| DABD5 does not Granger Cause DAB3 | 111 | 0.94143 | 0.4866 |
| DAB3 does not Granger Cause DABD5 | | 1.22143 | 0.2951 |
| DAB10 does not Granger Cause DAB5 | 111 | 1.49670 | 0.1688 |
| DAB5 does not Granger Cause DAB10 | | 0.26077 | 0.9768 |
| DABD5 does not Granger Cause DAB5 | 111 | 1.54322 | 0.1529 |
| DAB5 does not Granger Cause DABD5 | | 1.37231 | 0.2188 |
| DABD5 does not Granger Cause DAB10 | 111 | 1.23233 | 0.2890 |
| DAB10 does not Granger Cause DABD5 | | 0.80157 | 0.6027 |

Değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişki incelendiğinde; DAB3, DAB5 ve DAB10 değişkenlerinden VOLATILITY değişkenine doğru işleyen tek yönlü nedensellik ilişkisi görülmüştür. Bunun dışında; VOLATILITY değişkeninden DABD5 değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca DAB3 değişkeninden DTR5 değişkenine doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Buna göre; DAB3, DAB5 ve DAB10 değişkenlerinde yaşanan değişimlerin kısa vadede VOLATILITY değişkeni üzerinde etkili olduğu şeklinde yorumlanabilir.

SONUÇ

Finans ve iktisat teorilerine göre, gelişmiş bir piyasa, ülkedeki makroekonomik değişkenlerin bir göstergesi niteliği taşımaktadır. Bu sebeple borsada meydana gelen volatilitelerin makroekonomik değişkenler ile olumlu veya olumsuz bir bağlantısının bulunması beklenmektedir. Söz konusu hipotezin test edilmesi çalışmamızın konusunu oluşturmaktadır. Çalışmada BİST-100 endeksinin 2008-2017 dönemine ait aylık veriler kullanılarak, borsaya ilişkin Schwert volatilitate endeksi oluşturulmuş ve söz konusu volatilitate endeksi ile ulusal ve uluslararası alanda seçilmiş bazı makroekonomik faktörlerin aralarındaki ilişki Vektör Otoregresyon (VAR) yöntemi kullanılarak analiz edilmiştir.

İncelenen dönemde Borsa İstanbul tarafından yayınlanan faaliyet raporuna göre 2017 yılında 399 şirketin işlem gördüğü, piyasa değerinin 880 milyar TL seviyesine ulaştığı Borsa İstanbul, %187 pay devir hızı ile dünyada likiditesi en yüksek işlem platformları arasında yer almaktadır. Borsa endeksinde yer alan şirketlerin halka açıklık oranı 2017 yılında %41 ve 2018 yılında yaklaşık %39 olarak gerçekleşmiştir; gelişmiş ülkeler ile karşılaştırıldığında bu oran göreceli olarak düşüktür. Borsa İstanbul'un piyasalarında gerçekleşen toplam işlem hacmi, 2017 yılında 6.967 milyar TL olarak gerçekleşmiştir. İşlem hacminin %66'sının Borçlanma Araçları Piyasası, %21'inin Pay Piyasası, %12'sinin Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası (VİOP) ve %1'inin ise Kıymetli Madenler ve Kıymetli Taşlar Piyasası'ndan (KMKTP) oluştuğu belirtilmiştir. BİST-100 endeksi aylık verileri incelendiğinde ise, 2008-2017 döneminde minimum 24.027, maksimum 115.333 değerini aldığı görülmektedir. BİST-100 endeksinin söz konusu dönemde ortalaması 67.174 olarak gerçekleşmiş ve standart sapması ise ortalama değerinin %29'u ve 19.732'dir.

2018 yılında Borsa İstanbul'un nominal işlem hacmi bir önceki yıla göre %21 artış göstermiştir. Bu artışla birlikte işlem hacmi TL bazında toplamda 2 katrilyon seviyesine yaklaşmıştır. Nominal ve TL bazlı işlem hacminde ciddi artışlar görülürken kur etkisiyle ABD doları cinsinden işlem hacmi %6 artmış ve 420 milyar ABD doları ile tarihi yüksek seviyelere çıkmıştır. Toplam yatırımcı sayısının %0,8'ini oluşturan yabancı yatırımcıların işlem hacmindeki payı %30, piyasa değerindeki payı ise %65

seviyesindedir. Bu veriler ışığında toplam yatırımcı sayısının yalnızca %0,8'ini (9.731 adet) oluşturan yabancı yatırımcıların piyasayı önemli ölçüde domine ettiği kanısına varılmıştır.

Bu amaçla özellikle yabancı yatırımcıların piyasa içindeki etkilerini test edebilmek amacıyla BİST-100 volatilitisini etkileyen makroekonomik faktörlere uluslararası faktörler de dahil edilmiş ve literatüre katkı sağlanması amaçlanmıştır. Çalışmada Türkiye'nin hisse senedi piyasasını temsilen BIST100 endeksi seçilmiş ve BIST100 endeksinde gözlemlenen volatilité ile ulusal para arzı (M2Y), döviz kuru, farklı (2 ve 5) vadelerdeki Türkiye devlet tahvili faiz oranları, farklı (3, 5 ve 10) vadelerdeki Avrupa Birliği'ne üye tüm ülkeler için devlet tahvili faiz oranları ve farklı (2, 5 ve 10) vadelerdeki Amerika Birleşik Devletleri devlet tahvili faiz oranları arasındaki ilişkiler analize konu edilmiştir.

Değişkenlerin aylık verileri temin edilmiş ve E-Views 10 SV programı kullanılarak, değişkenler arasındaki ikili ve çoklu ilişkiler analiz edilmiştir. Yapılan korelasyon analizi sonuçlarına göre; analizde kullanılan **ABD2** değişkeni hariç diğer dokuz değişkenin bağımlı değişken olan BİST100 değişkeniyle arasındaki korelasyon katsayısının %1 güven düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Ayrıca BIST100 değişkeninin M2Y ve SEPETKUR değişkenleriyle arasında pozitif korelasyon olduğu; buna karşılık TR2, TR5, AB3, AB5, AB10, ABD2 ve ABD10 değişkenleriyle BIST100 değişkeni arasında negatif bir korelasyon ilişkisi bulunduğu sonucuna varılmıştır.

Değişkenler arasındaki dinamik etkileşimin tespit edilebilmesi için VAR yöntemi kullanılmıştır. Bunun için BİST100 endeksine ilişkin Schwert volatilité endeksi oluşturulmuş ve seçilen makroekonomik faktörler ile arasındaki ilişkiler incelenmiştir.

Hesaplanan VAR modeline, Akaike ve FPE kriterleri tarafından önerilen sekiz gecikme uzunluğu da dahil edilmiştir. Buna göre; model %1 güven düzeyinde anlamlıdır. Fakat değişkenler birebir incelendiğinde; %1 güven düzeyinde DAB3 ve DAB5 değişkenlerinin ve %5 güven düzeyinde DTR5, DAB10 ve DABD5 değişkenlerinin dışsal olduğu (bağımlı değişken üzerinde anlamlı bir etkiye sahip

olduđu) sonucuna ulařılmıřtır. Buna gre; VOLATILITY ve konu edilen dıřsal (bađımlı deđiřken zerinde anlamlı etkiye sahip olan) beř deđiřken arasındaki iliřkiyi incelemek zere yeni bir VAR modeli oluřturulmuřtur. Bu modelde VOLATILITY, DTR5, DAB3, DAB5, DAB10 ve DABD5 deđiřkenlerine yer verilmiřtir. Yeni model zerinden yapılan Blok Dıřsallık Wald testi sonularına gre; DTR5 deđiřkeni haricindeki diđer drt deđiřkenin de VOLATILITY zerinde anlamlı bir etkiye sahip olduđu ve modelin bu haliyle %1 gven dzeyinde anlamlı olduđu sonucuna ulařılmıřtır.

VOLATILITY deđiřkenin dıřsal deđiřkenlerde yařanan řoklara verdiđi tepkiler de Etki Tepki Fonksiyonları kullanılarak incelenmiřtir. Buna gre;

- DAB3 deđiřkeninde yařanan bir řoka birinci ve nc aylar arası artıř, nc ve altıncı aylar arası azalıř ve altıncı aydan sekizinci aya kadar tekrar artıř řeklinde tepki verdiđi grlmřtr.
- VOLATILITY deđiřkeninin DAB5 deđiřkeninde yařanan bir řoka ise, ikinci aydan itibaren artıř řeklinde cevap verdiđi ve etkinin bu řekilde devam ettiđi grlmřtr.
- DAB10 deđiřkeninde yařanan bir řoka ikinci aydan drdnc aya kadar artıř, drdnc aydan altıncı aya kadar azalıř ve altıncı aydan sekizinci aya kadar artıř řeklinde tepki verdiđi grlmřtr.
- DABD5 deđiřkeninde yařanan bir řoka ikinci aydan beřinci aya kadar azalıř, ve beřinci aydan sonra aylık olarak zikzak řeklinde tepki verdiđi grlmřtr.

VOLATILITY, DTR5, DAB3, DAB5, DAB10 ve DABD5 deđiřkenleri iin varyans ayrıřtırma analizi yapılmıř, deđiřkenlerin 10 dnemlik varyans ayrıřtırma sonuları incelendiđinde; VOLATILITY deđiřkenindeki hata varyansının byk bir kısmı (%70,77'si) kendisi tarafından aıklanmaktadır. Bununla birlikte volatility deđiřkenindeki hata varyansının %8,68'lik kısmının DTR5 deđiřkeni tarafından, %8,01'lik kısmı DABD5 deđiřkeni tarafından, %5,22'lik kısmı DAB10 deđiřkeni

tarafından, %4,90'lık kısmı DAB3 değişkeni tarafından ve %2,40'lık kısmı ise DAB5 değişkeni tarafından açıklandığı görülmüştür.

VAR analizinin sonuçları incelendikten sonra, tüm değişkenler arasındaki kısa dönemli ilişkiyi test edebilmek amacıyla Granger Nedensellik testi yapılmıştır. Söz konusu testi gerçekleştirmek için tüm değişkenler için durağanlık testi yapılmış ve hepsi durağan hale getirildikten sonra analiz gerçekleştirilmiştir. Granger Nedensellik analizi sonuçlarına göre; DAB3, DAB5 ve DAB10 değişkenlerinden VOLATILITY değişkenine doğru işleyen tek yönlü nedensellik ilişkisi görülmüştür. Bunun dışında; VOLATILITY değişkeninden DABD5 değişkenine doğru tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmektedir. Ayrıca DAB3 değişkeninden DTR5 değişkenine doğru da tek yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğu görülmüştür. Buna göre sonuçlar; DAB3, DAB5 ve DAB10 değişkenlerinde yaşanan değişimlerin kısa vadede VOLATILITY değişkeni üzerinde etkili olduğu şeklinde yorumlanabilir.

Özet olarak, çalışmada ulaşılan genel sonuç hisse senedi piyasası volatilitésinin büyük ölçüde ulusal makroekonomik faktörlerden ziyade uluslararası makroekonomik faktörlerden etkilendiği şeklindedir. Buna göre; Türkiye gibi gelişmekte olan bir ülkenin sermaye piyasalarının uluslararası faktörlerin etkisine yoğun olarak maruz kaldığı söylenebilir. Özellikle sayısal anlamda %0,8 ile piyasada işlem yapan yatırımcıların %1'inden bile daha az sayıda olan yabancı yatırımcının, %65 gibi büyük bir oranla piyasa değerini domine ettiği görülmektedir. Bu sonuç, literatürde yer verilen hisse senedi volatilitésinin yüksek olmasına sebep gösterilen spekülâtif hareketlerden ziyade uluslararası makroekonomik faktörlerin de göz önünde bulundurulması gerektiğini ortaya koymaktadır. Bu sebeple, politika yapımcıların özellikle hisse senedi piyasasında yalnızca ulusal faktörlerin değil hem ulusal hem de uluslararası faktörlerin etkili olduğunu hesaba katarak, karar aşamalarını gerçekleştirmesi ve buna uygun adımlar atmasının önemli olduğu düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- Acaravci, A., Ozturk, I., ve Kandir, S. Y. : "Natural Gas Prices and Stock Prices: Evidence from EU-15 Countries." **Economic Modelling** 29.5 (2012): 1646-1654.
- Al-Shubiri, F. N. : "Analysis the Determinants of Market Stock Price Movements: An Empirical Study of Jordanian Commercial Banks." **International Journal of Business and Management** 5.10 (2010): 137.
- Belen, M., ve Gümrah, Ü. : "Türkiye’de Hisse Senedi Piyasasının Enflasyon Açıklamalarındaki Sürprizlere Tepkisi". **İnsan ve Toplum Bilimleri Araştırmaları Dergisi**, Cilt:5 Sayı:3 2016.
- Beltratti, A., ve Morana, C. : "Breaks and Persistency: Macroeconomic Causes of Stock Market Volatility." **Journal of Econometrics** 131.1-2 (2006): 151-177.
- Bernanke, B., ve Gertler, M. : Monetary Policy and Asset Price Volatility. No. W7559. **National Bureau of Economic Research**, 2000.
- Binder, J. J., ve Merges, M. J. : "Stock Market Volatility and Economic Factors." **Review of Quantitative Finance and Accounting** 17.1 (2001): 5-26.
- Borsa İstanbul : Borsa İstanbul Entegre Faaliyet Raporu, 2018.
- Brunner, K. : "Some Major Problems in Monetary Theory." **American Economic Review**, 51.2 (1961): 47-56.
- Budak, S., Cangı, S. Ö. ve Tuna, İ. : "Temel Makroekonomik Değişkenlerin BİST Endeksleri Üzerindeki Etkisi". **Akademik Sosyal Araştırmalar Dergisi**, Yıl: 5, Sayı: 55, Ekim 2017 : 199-214.
- Candan, D. : "Hisse Senedi Fiyatlarını Etkileyen Makroekonomik Faktörler: BİST’de Yer Alan Elektrik ve İletişim Sektörleri Üzerine Bir Uygulama". Bahçeşehir Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi 2015.

- Connolly, R. A., ve Wang, F. A. : "Economic News and Stock Market Linkages: Evidence from The US, UK and Japan." In Proceedings of The Second Joint Central Bank Research Conference on Risk Management and Systemic Risk Vol. 1 (1998): 211-240.
- Friedman, M. : "The Lag in Effect of Monetary Policy." **Journal of Political Economy** 69.5 (1961): 447-466.
- Friedman, M. ve Schwartz, A.J. : "Money and Business Cycles." **Review of Economics and Statistics**, (1963): 52-64.
- Gautam, R. : "Impact of Firm Specific Variables on Stock Price Volatility and Stock Returns of Nepalese Commercial Banks." **International Journal of Research in Business Studies and Management** 4.6 (2017): 33-44.
- Gaygusuz, F. : "Hisse Senedi Piyasalarında İşlem Hacmi- Volatilite İlişkisi ve İMKB'ye Ait Bir Uygulama". **Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi** Cilt:12 Sayı:1 Haziran 2008.
- Gjerde, Ø., ve Saettem, F. : "Causal Relations Among Stock Returns and Macroeconomic Variables in a Small, Open Economy." **Journal of International Financial Markets, Institutions and Money** 9.1 (1999): 61-74.
- Gujarati, D. N. : "Basic Econometrics" Fourth Edition. McGraw-Hill, New York (2003).
- Güneş, H., ve Saltoğlu, B. : "İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi". İstanbul: İMKB, 1998.
- Gürtay, E. : "İşlem Hacmi ve Hisse Senedi Fiyatları Arasındaki İlişki Üzerine Borsa İstanbul'da Bir Uygulama". Gümüşhane Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi 2017.
- Jayasree, M. : "Disclosures & Stock Price Volatility: A Study of Indian Stock Market". **The International Journal of Management**, Vol:1 Issue:3, July 2012.
- Kearney, C. ve Daly, K. : "The Causes of Stock Market Volatility in Australia." **Applied Financial Economics** 8.6 (1998): 597-605.

- Khositkulporn, P. : The Factors Affecting Stock Market Volatility and Contagion: Thailand and South-East Asia Evidence. Diss. Victoria University, 2013.
- Malkiel, B. G., ve Fama, E. F. : "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work." **The Journal of Finance** 25.2 (1970): 383-417.
- Mechri, N., Hamad, S. B., Peretti, C., ve Charfi, S. : "The Impact of the Exchange Rate Volatilities on Stock Market Returns Dynamic: Evidence from Tunisia and Turkey." (2019).
- Merkezi Kayıt Kuruluşu: Merkezi Kayıt Kuruluşu Borsa Trendleri Raporu Ocak-Aralık 2018, Sayı XXVII
- Morelli, D. : "The Relationship Between Conditional Stock Market Volatility and Conditional Macroeconomic Volatility: Empirical Evidence Based on UK Data." **International Review of Financial Analysis** 11.1 (2002): 101-110.
- Mutan, O. C., ve Çanakçı, E. : "Makroekonomik Göstergelerin Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkileri." Sermaye Piyasası Kurulu Araştırma Raporu. (2007).
- Nazir, M. S., Nawaz, M. M., Anwar, W., ve Ahmed, F. : "Determinants of Stock Price Volatility in Karachi Stock Exchange: The Mediating Role of Corporate Dividend Policy." **International Research Journal of Finance and Economics** 55.55 (2010): 100-107.
- Özer, A., Kaya A., ve Özer N. : "Hisse Senedi Fiyatları ile Makroekonomik Değişkenlerin Etkileşimi". **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, Cilt:26, Sayı:1, (2011): 163-182.
- Öztürk, B. : "Makroekonomik Faktörlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal-100 Endeksi ve Volatilitesi Üzerindeki Etkilerinin İncelenmesi (1997-2006)". İstanbul Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat Anabilim Dalı Yüksek Lisans Tezi 2008.
- Rastgeldi, Mehmet Zeki : "Seçilmiş Makro Ekonomik Değişkenlerin Hisse Senedi Fiyatları Üzerindeki Etkisi". Gaziantep Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İktisat ABD, Yüksek Lisans Tezi 2011.

- Rogalski, R. J., ve Vinso, J. D. : "Stock Returns, Money Supply and the Direction of Causality." **The Journal of Finance** 32.4 (1977): 1017-1030.
- Savaş B. ve Şamiloğlu F.: "The Impact of Macroeconomic Variables on Stock Returns in Turkey: An ARDL Bounds Testing Approach." **Afyon Kocatepe Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi** 12.1 (2010): 111-122.
- Schwert, G. W. : "Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?." **The Journal of Finance** 44.5 (1989): 1115-1153.
- Sibanda, M. : "Stock Market Returns and Exchange Rate Movements in a Multiple Currency Economy: The Case of Zimbabwe." **Journal of Economic and Financial Sciences** 8.3 (2015): 742-752.
- Sims, C. A. : "Macroeconomics and Reality." *Econometrica*: **Journal of the Econometric Society** (1980): 1-48.
- Sirucek, M. : "Impact of Monetary Policy on US Stock Market." (2011): 53-60.
- Suriani, S., Kumar, M. D., Jamil, F., ve Muneer, S. : "Impact of Exchange Rate on Stock Market." **International Journal of Economics and Financial Issues** 5.1S (2015): 385-388.
- Wachter, J. A. : "Can Time-Varying Risk of Rare Disasters Explain Aggregate Stock Market Volatility?." **The Journal of Finance** 68.3 (2013): 987-1035.
- Wafula, M. M. : "The Effect of Share Price Volatility on Stock Market Performance at the Nairobi Securities Exchange". Research Project, School of Business, University of Nairobi, September 2016.
- Yapraklı, S., ve Güngör, B. : "Ülke Riskinin Hisse Senedi Fiyatlarına Etkisi: İMKB 100 Endeksi Üzerine Bir Araştırma." **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi** 62.02 (2007): 199-218.

- Yılmaz, Ö., Güngör, B., ve Kaya, V. : “Hisse Senedi Fiyatları ve Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki Eşbütünleşme ve Nedensellik”. **İMKB Dergisi** Cilt: 9 Sayı: 34 (1997).
- Zivot, E., ve Wang, J. : “Vector Autoregressive Models for Multivariate Time Series. In: Modeling Financial Time Series with S-PLUS®”. Springer, New York, NY, (2006).

