



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

TÜRKİYE'DE FAİZ ORANI KANALI: MS-VAR MODELİ
UYGULAMASI

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Onur BARCA

BURSA- 2019



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

TÜRKİYE'DE FAİZ ORANI KANALI: MS-VAR MODELİ UYGULAMASI

(YÜKSEK LİSANS TEZİ)

Onur BARCA

Danışman:

Doç. Dr. Özer ARABACI

BURSA- 2019

T. C.

BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜNE

Ekonometri Anabilim Dalı, Ekonometri Bilim Dalı'nda 701617005 numaralı Onur BARCA'nın hazırladığı "Türkiye'de Faiz Oranı Kanalı: MS-VAR Modeli Uygulaması" konulu Yüksek Lisans Tezi ile ilgili tez savunma sınavı, 23./08./2019 günü 14.00. - 15.00. saatleri arasında yapılmış, sorulan sorulara alınan cevaplar sonunda adayın tezinin/çalışmasının başarılı (başarılı / ~~başarısız~~) olduğuna oybirliği (oybirliği / oy çokluğu) ile karar verilmiştir.

Doc. Dr. Özer Araksu
Üye (Tez Danışmanı ve Sınav Komisyonu Başkanı)
Bursa Uludağ Üniversitesi
Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi

Üye

Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Dr. Öğr. Üyesi İsmail Kırışkan
Giresun Üniversitesi
Üye

Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi

Prof. Dr. Mustafa Serütketin
Üye
Bursa Uludağ Üniversitesi
Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi

Üye

Akademik Unvanı, Adı Soyadı
Üniversitesi

23./08./2019



SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
YÜKSEK LİSANS/DOKTORA İNTEHAL YAZILIM RAPORU

BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI BAŞKANLIĞ'NA

Tarih:19/08/2019

Tez Başlığı / Konusu: TÜRKİYE'DE FAİZ ORANI KANALI: MS-VAR MODELİ UYGULAMASI

Yukarıda başlığı gösterilen tez çalışmamın a) Kapak sayfası, b) Giriş, c) Ana bölümler ve d) Sonuç kısımlarından oluşan toplam 59 sayfalık kısmına ilişkin, 19/08/2019 tarihinde şahsım tarafından Turnitin adlı intihal tespit programından (Turnitin)* aşağıda belirtilen filtrelemeler uygulanarak alınmış olan özgünlük raporuna göre, tezimin benzerlik oranı %17'dir.

Uygulanan filtrelemeler:

- 1- Kaynakça hariç
- 2- Alıntılar hariç/dahil
- 3- 5 kelimedenden daha az örtüşme içeren metin kısımları hariç

Bursa Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Çalışması Özgünlük Raporu Alınması ve Kullanılması Uygulama Esasları'nı inceledim ve bu Uygulama Esasları'nda belirtilen azami benzerlik oranlarına göre tez çalışmamın herhangi bir intihal içermediğini; aksinin tespit edileceği muhtemel durumda doğabilecek her türlü hukuki sorumluluğu kabul ettiğimi ve yukarıda vermiş olduğum bilgilerin doğru olduğunu beyan ederim.

Gereğini saygılarımla arz ederim.

Tarih ve İmza
19.08.2019

Adı Soyadı: Onur BARCA
Öğrenci No: 701617005
Anabilim Dalı: Ekonometri
Programı: Tezli Yüksek Lisans
Statüsü: Y.Lisans Doktora

Danışman
Doç. Dr. Özer ARABACI
19.08.2019

Yemin Metni

Yüksek Lisans tezi olarak sunduğum “Türkiye’de Faiz Oranı Kanalı: MS-VAR Modeli Uygulaması” başlıklı çalışmanın bilimsel araştırma, yazma ve etik kurallarına uygun olarak tarafımdan yazıldığına ve tezde yapılan bütün alıntıların kaynaklarının usulüne uygun olarak gösterildiğine, tezimde intihal türünü cümle veya paragraflar bulunmadığına şerefim üzerine yemin ederim.

Tarih ve İmza

19.08.2019



Adı Soyadı: Onur BARCA

Öğrenci No: 701617005

Anabilim Dalı: Ekonometri

Programı: Tezli Yüksek Lisans

Statüsü: (X) Yüksek Lisans () Doktora

ÖZET

Yazar Adı ve Soyadı	: Onur BARCA
Üniversite	: Bursa Uludağ Üniversitesi
Enstitü	: Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı	: Ekonometri
Bilim Dalı	: Ekonometri
Tezin Niteliği	: Yüksek Lisans Tezi
Sayfa Sayısı	: XI + 69
Mezuniyet Tarihi	: / /
Tez Danışmanı	: Doç. Dr. Özer ARABACI

TÜRKİYE’DE FAİZ ORANI KANALI: MS-VAR MODELİ UYGULAMASI

Bu tez çalışmasında, parasal aktarım mekanizmalarından faiz oranı kanalının Türkiye ekonomisindeki işleyişi, doğrusal dışı çok değişkenli bir model olan Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Model (MS-VAR) ile 2007:01 – 2018:12 dönemini kapsayan aylık veriler kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmanın amacı, faiz oranı kanalının işleyiş sürecini incelerken, aynı zamanda Vektör Otoregresif (VAR) modeli ile MS-VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarını karşılaştırarak değerlendirmektir. VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarına göre, Türkiye ekonomisi için faiz oranı kanalı reel ekonomi üzerinde etkili olurken, enflasyon üzerindeki etkisi faiz oranı kanalının işleyişini tam olarak teoriye uygun bir şekilde yansıtmamaktadır. MS-VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarına göre ise Türkiye’de faiz oranı kanalının hem reel ekonomi üzerinde hem de enflasyon üzerinde, ekonomi teorisine uygun ve istatistiksel olarak anlamlı bir şekilde işlediği sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca iki rejimli olarak tahmin edilen MS-VAR modeline göre politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şokun, ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemlerde ekonomik değişkenler üzerinde daha etkili olduğu tespit edilmiştir.

Anahtar Sözcükler: Parasal Aktarım Mekanizması, Faiz Oranı Kanalı, Doğrusal Olmama, MS-VAR Modeli.

ABSTRACT

Name and Surname	: Onur BARCA
University	: Bursa Uludag University
Institution	: Social Science Institution
Field	: Econometrics
Branch	: Econometrics
Degree Awarded	: Master
Page Number	: XI + 69
Degree Date	: / /
Supervisor	: Doç. Dr. Özer ARABACI

INTEREST RATE CHANNEL IN TURKEY: MS-VAR APPLICATION

In this thesis, the functioning of Turkey's economy the interest rate channel of the monetary transmission mechanism, straight off a multivariate model Markov Switching Vector Autoregressive Model (MS-VAR) 2007:01 – 2018:12 for the period was analyzed using monthly data. The aim of this study is to examine the process of the interest rate channel VAR model with MS-VAR model compares the results of the impulse-response analysis. According to the results of impulse-responses of the results obtained from the VAR model, the interest rate channel for Turkey's economy while effective on the real economy, inflation rate effect it does not fully reflect the functioning of the interest rate channel in accordance with the theory. According to the MS-VAR impulse-response analysis results obtained from the model of the interest rate channel in Turkey, it has concluded that both on the real economy functions appropriately and statistically significantly to economic theory on inflation. Moreover, according to the MS-VAR model, which is estimated as two regimes, policy interest rate is more effective on economic variables in periods of high economic uncertainties.

Keywords: Monetary Transmission Mechanism, Interest Rate Channel, Non-linearity, MS-VAR Model

ÖNSÖZ

Tez süreci boyunca her zaman bana destek olan, değerli bilgilerini ve deneyimlerini benimle paylaşarak bana yol gösteren danışman hocam Doç. Dr. Özer Arabacı 'ya ve öğrenim hayatım boyunca maddi ve manevi desteğiyle her zaman yanımda olan aileme teşekkürü bir borç bilirim.

Onur BARCA

BURSA, 2019

İÇİNDEKİLER

TEZ ONAY SAYFASI	ii
YÜKSEK LİSANS/DOKTORA İNTİHAL YAZILIM RAPORU.....	iii
YEMİN METNİ	iv
ÖZET.....	v
ABSTRACT	vi
ÖNSÖZ.....	vii
TABLolar.....	x
ŞEKİLLER	xi
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI

1.1. Parasal Aktarım Mekanizmasının Tanımı.....	2
1.1. Keynesyen Teoriye Göre Parasal Aktarım Mekanizması	2
1.2. Monetarist Teoriye Göre Parasal Aktarım Mekanizması	5
1.3. Parasal Aktarım Mekanizması Kanalları.....	7
1.3.1. Faiz Oranı Kanalı.....	7
1.3.2. Varlık Fiyatları Kanalı.....	8
1.3.2.1. Döviz Kuru Kanalı	9
1.3.2.2. Tobin'in q Teorisi	9
1.3.3. Servet Etkisi Kanalı	10
1.4. Kredi Kanalı	10
1.4.4.1. Banka Kredi Kanalı.....	11
1.4.4.2. Bilanço Kanalı	11
1.4.5. Beklentiler kanalı.....	12
1.5. Parasal Aktarım Mekanizmalarını Etkileyen Faktörler.....	13
1.5.1. Resmi Müdahaleler.....	13

1.5.2. Finansal Sistemin Yapısı	14
1.5.3. Finansal Sözleşmelerin Vade Yapısı	14
1.5.4. Sermaye Hareketleri	14
1.5.5. Hanehalkları ve Firmaların Finansal Yapıları	15
1.6. Faiz Kanalının Ekonomi Üzerindeki Etkileri	15

İKİNCİ BÖLÜM

EKONOMETRİK YÖNTEM

2.1. Durağanlık ve Birim Kök Testleri	19
2.2. Vektör Otoregresif Model (VAR)	22
2.2.1. VAR Modelinde Etki-Tepki Analizi	23
2.3. Markov Rejim Değişim Modeli	24
2.3.1. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Model (MS-VAR)	27
2.3.1.1. MS-VAR Modelinde Etki Tepki Analizi	33

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FAİZ ORANI KANALININ TÜRKİYE EKONOMİSİ AÇISINDAN İNCELENMESİ

3.1. Ekonometrik Analiz ve Amacı	35
3.2. Literatür Taraması	35
3.3. Veri Seti	40
3.4. Birim Kök Testleri	43
3.5. Modelin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi	44
3.6. VAR modelinin Etki Tepki Analizi Sonuçları	44
3.7. MS-VAR Modeli	47
3.7.1. MS-VAR modelinin Etki Tepki Analizi Sonuçları	53
SONUÇ VE DEĞERLENDİRMELER	57
KAYNAKÇA	59
EKLER	66

TABLÖLAR

Tablo 2.1. MS-VAR Modelleri.....	29
Tablo 3.1. Modelde Kullanılan Değişkenler	40
Tablo 3.2. Betimsel İstatistikler.....	42
Tablo 3.3. Birim Kök Testleri	43
Tablo 3.4. Modelin Gecikme Uzunluğu	44
Tablo 3.5. LR Testi Sonuçları	48
Tablo 3.6. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Test İstatistikleri	48
Tablo 3.7. MSIAH(2)-VAR(4) Modeli Sonuçları	49
Tablo 3.8. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri	52

ŞEKİLLER

Şekil 1.1. Keynesyen Parasal Aktarım Mekanizması	4
Şekil 1.2. Monetarist Parasal Aktarım Mekanizması.....	6
Şekil 3.1. Değişkenlerin Zaman Yolu Grafikleri	41
Şekil 3.2. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka RUVFO'nun Tepkisi.....	45
Şekil 3.3. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi.....	45
Şekil 3.4. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka ENF'nin Tepkisi	46
Şekil 3.5. RUVFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi	47
Şekil 3.6. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Düzgünleştirilmiş Rejim Olasılıkları	51
Şekil 3.7. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka RUVFO'nun Tepkisi (Rejim 1)	53
Şekil 3.8. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka RUVFO'nun Tepkisi (Rejim 2)	53
Şekil 3.9. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi (Rejim 1)	54
Şekil 3.10. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi (Rejim 2)	54
Şekil 3.11. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka ENF'nin Tepkisi (Rejim 1)	55
Şekil 3.12. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka ENF'nin Tepkisi (Rejim 2)	56

GİRİŞ

Para politikaları, fiyat istikrarını gözeterek merkez bankalarının parasal aktarım mekanizması kanalları vasıtasıyla, ekonomi üzerinde doğrudan veya dolaylı olarak etkili olabilmelerine dayanan uygulamalar bütünüdür. Para politikası değişikliklerinin ekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin bilinmesi, merkez bankaları tarafından uygulanacak olan para politikalarının muhtemel etkilerini ve sonuçlarını ekonomik birimlerin öngörebilmesi açısından önemlidir.

Parasal aktarım mekanizmaları, belirli aktarım kanalları üzerinden işlemektedir. Literatürdeki çalışmalarda, bu aktarım kanalları farklı şekillerde sınıflandırılabilirle birlikte genel olarak; faiz oranı kanalı, varlık fiyatları kanalları, kredi kanalları ve beklentiler kanalı olmak üzere dört başlık altında incelenmektedir.

Bu çalışmada, doğrusal olmayan bir model olan çok değişkenli Markov Rejim Değişim Modelini (MS-VAR) kullanarak faiz oranı kanalının çalışma şekli Türkiye ekonomisi açısından değerlendirilirken, aynı zamanda ekonomideki konjonktürel dalgalanmaların da tespit edilmesi amaçlanmıştır. Ayrıca VAR modeli ile MS-VAR modeli karşılaştırılarak her iki modelden elde edilen etki tepki analizi sonuçları yorumlanmıştır. Türkiye ekonomisi için yapılan faiz oranı kanalına ilişkin literatürdeki çalışmalarda, genel olarak doğrusal VAR modelinin tercih edildiği görülmektedir. Bu açıdan bakıldığında, çalışmanın literatüre de katkı sağlaması amaçlanmıştır.

Bu tez çalışması üç bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde; parasal aktarım mekanizmasının tanımı, aktarım mekanizması kanallarının işleyişi ve faiz kanalının ekonomi üzerindeki etkileri ele alınmıştır. İkinci bölümde; birim kök testleri, VAR modeli, VAR modeline ilişkin etki tepki analizi, MS-VAR modelleri ve MS-VAR modellerine ilişkin etki tepki analizleri anlatılmıştır. Üçüncü bölümde; VAR modelinden tahmin edilen etki tepik analizi sonuçları yorumlanmış ve sonrasında MS-VAR modelinden hareketle her rejim için ayrı ayrı tahmin edilen etki tepki analizi sonuçları, VAR modelinin etki tepki analizi sonuçlarıyla karşılaştırılarak değerlendirilmiştir. Sonuç ve değerlendirmeler bölümünde ise yapılan analize ilişkin bulgular değerlendirilmiş ve literatürdeki diğer çalışmalar ile karşılaştırılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

PARASAL AKTARIM MEKANİZMASI

1.1. Parasal Aktarım Mekanizmasının Tanımı

Merkez bankasına göre para politikası; “ekonomik büyüme, istihdam artışı ve fiyat istikrarı gibi hedeflere ulaşabilmek için paranın elde edilebilirliğini ve maliyetini etkilemeye yönelik olarak alınan kararlardır” (<http://www.tcmb.gov.tr>(15.04.2019)). Para politikası hedeflerini sağlayabilmek için merkez bankası tarafından uygulanmakta olan genişletici veya daraltıcı bir para politikası, ekonomi üzerinde çeşitli aktarım kanalları vasıtasıyla etkili olabilmektedir (Oktar vd., 2013: 2).

Günümüzde birçok merkez bankası, para politikası araçlarını kullanarak enflasyonla mücadeleyi ve fiyat istikrarını sağlamayı temel hedef olarak benimsemiştir. Aktarım mekanizmaları, reel ekonomik aktiviteyi para politikası araçlarıyla etkilerken, aynı zamanda para politikası kararlarının reel ekonomiyi ve fiyatları hangi kanallar üzerinden ne ölçüde ve ne kadarlık bir gecikmeyle etkilediğini ifade etmektedir (Işkın, 2017: 4). Ancak, parasal aktarım mekanizması etkin bir şekilde işlediğinde, merkez bankası uyguladığı para politikası ile ekonomik hedeflere ulaşabilmektedir.

Para politikası kararlarının makro ekonomik değişkenler üzerinde, kısa dönemde etkili olduğuna yönelik genel kabul görmüş bir görüş olmasına karşın bunun ne şekilde olduğu ve hangi yollarla ekonomiyi etkilediği konusunda tam olarak bir fikir birliği mevcut değildir. Bu nedenle, iktisatçılar tarafından birçok farklı parasal aktarım kanalı ortaya konulmuştur. Ancak aktarım kanallarını incelemeye önce farklı teorik yaklaşımlarında bakış açıları ortaya koymak gerekir (Aklan vd., 2008a: 110). Para politikasının reel ekonomi üzerindeki etkisi, literatürde genel olarak Keynesyen ve Monetarist iktisatçıların görüşleri çerçevesinde değerlendirilmektedir.

1.1. Keynesyen Teoriye Göre Parasal Aktarım Mekanizması

1930 yılında yaşanan küresel krizle birlikte, ekonomik faaliyeti etkilemede, maliye politikalarının para politikalarına göre daha etkili olduğuna ilişkin görüşler ağırlık kazanmıştır. John Maynard Keynes’in önderliğinde gelişen bu yaklaşımla, enflasyon ve işsizlik sorunlarının önlenmesinde uzun yıllar başarılı olunmuştur. Fakat 1973 yılındaki küresel ekonomik krizde, enflasyon ve işsizliğin birlikte artış göstermesi Keynesyen yaklaşıma olan güveni sarsmıştır.

Keynesyen görüşe göre, en önemli para politikası aracı faiz oranıdır ve para politikasındaki uygulamalar, faiz oranları üzerinde etkili olabildiği ölçüde talep üzerinde de etkili olmaktadır (TCMB, 2013: 2).

Keynesyen teoride ekonomik yapı, reel ve finansal sektörlerden oluşmaktadır. Reel sektör, yatırımlardan, tüketimden ve tasarruflardan oluşurken; finansal sektörü ise finansal varlık akımları oluşturmaktadır (Yalçın, 2018: 9). Keynesyen teoride, para politikasındaki değişimler finansal sektör üzerinde doğrudan etkili olurken, reel sektör üzerinde dolaylı bir etkisi vardır.

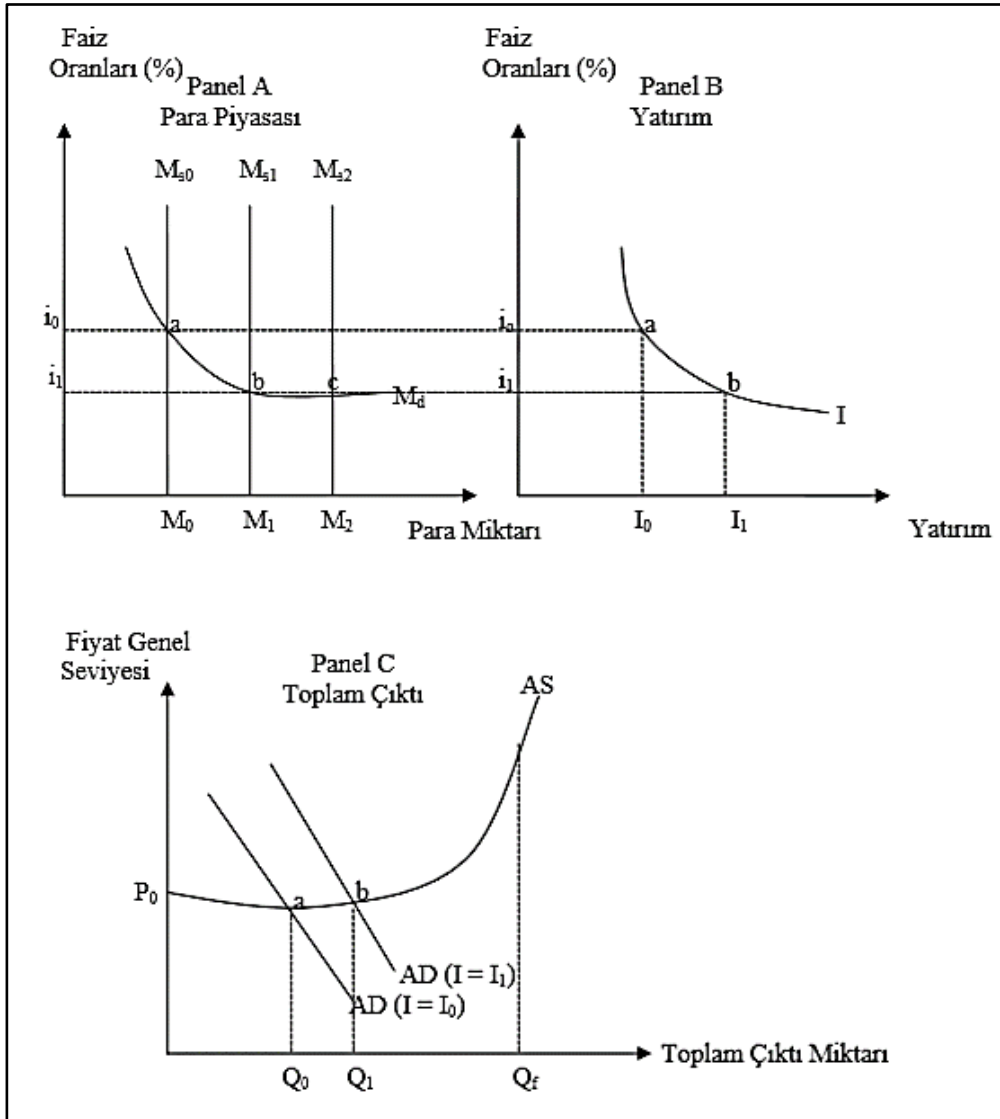
Keynesyen iktisatçılar, para politikalarının ekonomi üzerindeki etkilerini incelemek için yapısal modeller kullanırlar. Bu yapısal modeller, ekonomideki birçok sektörde tüketici ve firmaların davranış biçimlerini tanımlayan eşitlikleri bir araya getirmekte ve bu eşitliklerle para ve maliye politikalarının, çıktı ve harcamalar üzerindeki etkisini göstermektedir (Mishkin, 2000: 265).

$$M \rightarrow \boxed{i \rightarrow I \rightarrow} \rightarrow Y$$

Yukarıdaki yapısal modelde; Para arzı (M) faiz oranlarını (i) etkilerken, faiz oranları da yatırımları (I) yatırımlar da toplam hasılayı (Y) etkiler. Keynesyen iktisatçılara göre para arzıyla toplam çıktı arasındaki ilişki, ampirik kanıtlara dayanılarak incelemektedir. Örnek vermek gerekirse, Keynesyen iktisatçılar bu kanalı açıklayabilmek için faiz oranlarıyla yatırım harcamaları arasındaki ilişkiyi kullanmaktadırlar (Mishkin, 2000: 266).

Ayrıca Keynesyen parasal aktarım mekanizmasını grafikler yardımıyla da şu şekilde açıklayabiliriz:

Şekil 1.1. Keynesyen Parasal Aktarım Mekanizması



Kaynak: (Stone, Gerald W., 2005: 260) "Monetary policy." Aktaran; (Cambazoğlu, 2010: 13)

Şekil 1.1'deki para piyasasını gösteren Panel A'daki a noktası, i_0 faiz oranının ve M_{s0} para arzının olduğu bir denge noktasını göstermektedir. Merkez bankasının uyguladığı genişlemeci bir para politikasıyla para arzı M_{s0} 'dan M_{s1} 'e kayar. Böylelikle artan para arzıyla birlikte faiz oranı i_1 seviyesine düşer ve yeni denge noktası b olur. Faiz oranının düşmesiyle birlikte bireylerin faize duyarlı varlıklara (tahvil) yönelmesi, varlık fiyatlarının artmasına neden olacaktır. Bu durumda, para arzındaki artışın da devam etmesiyle birlikte, para arzı M_{s1} 'den M_{s2} 'ye genişleyerek c noktasında dengeye gelecektir ve böylece faiz oranları en düşük seviyesine inmiş olacaktır. Bundan sonra merkez bankası tarafından uygulanacak genişlemeci bir para politikası faiz oranları üzerinde etkili olamayacaktır. Keynes bu durumu "Likidite Tuzağı" olarak isimlendirmiştir. Ekonomi likidite tuzağındaiken faiz oranları düşebileceği en düşük seviyede olduğu için bireyler gelecekte faiz oranlarının artacağını düşünürler. Bundan

dolayı da tahvile yatırım yapmayı tercih etmezler. Keynes'e göre para politikasının ekonomi üzerinde etkili olmadığı bir dönemde, maliye politikalarının tercih edilmesi gerekmektedir (Cambazoğlu, 2010: 11).

Para politikasının reel ekonomi üzerindeki etkisini Panel B ve Panel C'deki grafikler yardımıyla açıklayacak olursak; ekonomi a noktasında dengede iken, yatırım I_0 düzeyinde, çıktı ise Q_0 düzeyinde gerçekleşmektedir. Para arzını M_{s0} 'dan M_{s1} 'e kaymasıyla faiz oranları i_1 seviyesine düşmektedir. Faiz oranlarındaki düşüşle birlikte faize duyarlı maliyetlerin düşmesi, toplam hasılayı arttırmaktadır.

1.2. Monetarist Teoriye Göre Parasal Aktarım Mekanizması

1960'lı yıllarda Milton Friedman'ın önderliğinde gelişen Monetarist teoriye göre, para politikasındaki değişikliklerin toplam talep üzerindeki etkisini açıklayabilmek için faiz oranıyla yatırım harcamaları arasındaki ilişkiyi incelemenin yeterli olmayacağını, faiz oranlarının dışında da para politikasının daha birçok aktarım mekanizması kanalıyla, toplam talep üzerinde etkili olduğunu savunmuşlardır. Ayrıca, nominal faiz oranlarıyla yatırım harcamalarının arasında zayıf bir ilişkinin olduğunu ve bu nedenle de borçlanma ve yatırım kararlarında, nominal faiz oranlarının yerine reel faiz oranlarının dikkate alınması gerektiğini ileri sürmüşlerdir (TCMB 2013: 2).

Monetarist iktisatçılara göre paranın ekonomi üzerindeki etkisi incelenirken, indirgenmiş form kanıtına dayanan modeller kullanılmalıdır. Çünkü bu modeller ile değişkenler arasındaki ilişkiyi inceleyerek, birinin diğeri üzerindeki etkisini ölçmek mümkündür. Monetarist iktisatçılar ekonomiyi çalışma sistemi bilinmeyen karanlık bir kara kutuya benzetmekte ve bu çerçevede içinde para arzının toplam üretim üzerindeki etkisini araştırmaktadırlar (Kasapoğlu, 2007: 6).

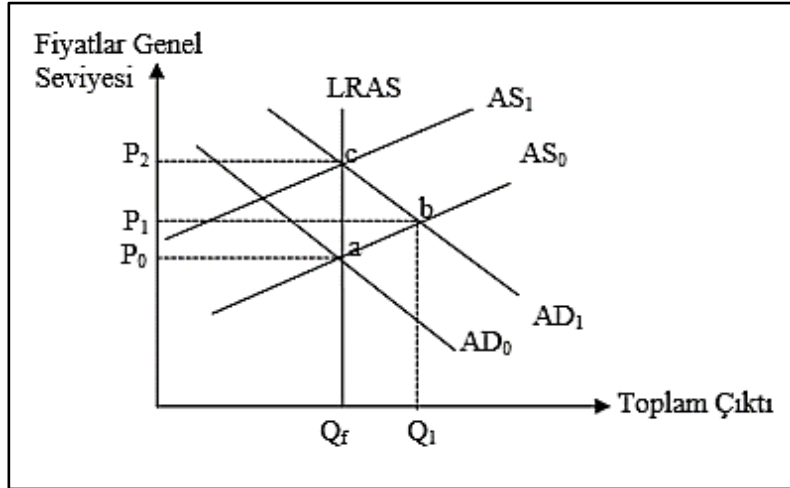
$$M \Rightarrow \boxed{?} \Rightarrow Y$$

Monetaristlere göre, indirgenmiş form kanıtına dayanan modellerin yapısal modellere göre üstünlüğü, para politikalarının ekonomi üzerindeki etkilerini açıklayabilmek için modelde herhangi bir kısıttın gerekmiyor olmasıdır. Monetaristler, para arzındaki değişimlerin toplam hasılayı etkilemede, aktarım kanallarının sürekli olarak değişmesinden dolayı tüm aktarım mekanizması kanallarını belirlemenin çok zor olduğunu ifade etmektedirler. Ayrıca, Monetarist iktisatçılar tarafından indirgenmiş kanıt modellerine yönelik en önemli eleştiri, para arzı ile

toplam üretimin ilişkili olması (aralarında korelasyon ilişkisi olması) bu iki değişken arasında her zaman nedensellik ilişkisinin olduğu anlamına gelmemektedir (Mishkin, 2000: 267-268).

Monetarist görüşe göre para arzındaki değişim grafik yardımıyla şu şekilde açıklanabilir.

Şekil 1.2. Monetarist Parasal Aktarım Mekanizması



Kaynak: (Stone, Gerald W., 2005: 264) "Monetary policy." Aktaran; (Cambazoğlu, 2010: 16)

Ekonomi P_0 fiyat seviyesiyle, Q_f çıktı miktarının kesiştiği a noktasında dengedeysen, merkez bankasının uyguladığı genişletici para politikası, para arzını arttırmakta ve toplam talep eğrisinin AD_0 'dan AD_1 'e kaymasına neden olmaktadır. Böylece fiyatlar P_0 'dan P_1 'e yükselirken, toplam çıktıda Q_f 'den Q_1 'e yükselir ve yeni denge b noktasında oluşur. Uzun dönemde ise toplam çıktı Q_f 'ye dönmekte ve fiyatlar genel seviyesi P_2 'ye yükselmektedir. Bu da uzun dönem arz eğrisinin (LRAS) dikey olmasını sağlar.

Keynesyen ve Monetarist yaklaşımlara göre aktarım mekanizmalarının işleyiş sürecindeki farklılıkları, para ile finansal aktiflerin ve reel aktiflerin arasında oluşan ikame esnekliği belirlemektedir. Keynesyen teoride, para ile finansal aktifler arasında oluşan ikame esnekliği tam iken, reel aktiflerin para ile arasında oluşan ikame esnekliği sıfırdır. Bundan dolayı Keynesyen yaklaşıma göre para politikaları, faiz oranı kanalı üzerinden toplam talebi etkileyebilmektedir. Monetarist yaklaşıma göre ise para ile reel aktifler arasında oluşan ikame etkisiyle birlikte para miktarındaki değişimler, toplam harcamaları doğrudan etkilemektedir (Aklan vd., 2008b: 117).

1.3. Parasal Aktarım Mekanizması Kanalları

Merkez bankaları tarafından belirlenen ve para politikası aracı olarak kullanılan kısa vadeli faiz oranları, çeşitli parasal aktarım kanallarıyla tüketicilerin ve üreticilerin harcama, tasarruf, yatırım gibi kararları üzerinde etkili olarak, ekonomideki toplam talebi ve enflasyonu etkileyebilmektedir. Ancak aktarım mekanizmalarının işleyiş süreçleri her zaman aynı olmamakla birlikte bu işleyişin değişmesine neden olan; ülkelerin gelişmişlik düzeyleri, finansal sistemin yapısı, sermaye hareketleri gibi birtakım unsurların ortaya çıkarak, kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimin ekonomi üzerinde nasıl bir etkisinin olacağını belirleyebilmektedir (TCMB, 2007: 2-3).

1.3.1. Faiz Oranı Kanalı

Taylor (1995)'e göre parasal aktarım mekanizması kanalları içerisindeki en etkin kanal faiz oranı kanalıdır. Günümüzde de serbest sermaye hareketleri ve finansal sistemin hızlı bir şekilde büyümesi (genişlemesi) nedeniyle, aktarım mekanizması kanalları içerisinde faiz oranı kanalının en etkin kanal olduğu söylenebilir.

Hubbart (1995)'e göre faiz oranı kanalı aracılığıyla, para politikalarının ekonomik faaliyetler üzerindeki etkileri incelenirken dört temel varsayım üzerinde durulmaktadır.

- 1) Merkez bankaları, tam bir ikamesi olmayan para arzı üzerinde etkili olabilmelidir.
- 2) Merkez bankaları kısa vadeli nominal faiz oranları ile reel faiz oranlarını da etkileyebilmelidir.
- 3) Kısa vadeli reel faiz oranındaki değişiklikler işletmelerin ve hanehalklarının harcama kararları üzerinde etkili olurken, aynı zamanda uzun vadeli faiz oranını da etkileyebilmelidir.
- 4) Para politikasındaki değişikliğe karşı, faize duyarlı harcamaların toplam çıktıyla arasındaki değişimler birbiriyle uyumlu olmalıdır (Arabacı ve Baştürk, 2013: 17).

Parasal aktarım kanallarından en geleneksel aktarım kanalı olan faiz oranı kanalı, Keynesyen görüşe dayalı olarak IS-LM modeliyle açıklanabilmektedir. Mishkin (1995)'e göre faiz kanalının çalışma mekanizması şu şekildedir;

$$M \downarrow \Rightarrow i_r \uparrow \Rightarrow I \downarrow \Rightarrow Y \downarrow$$

Uygulanan daraltıcı bir para politikasıyla, para arzı azalırken ($M \downarrow$), reel faiz oranı ($i_r \uparrow$) yükselmektedir. Faiz oranlarındaki bu yükseliş sermaye maliyetlerinin de yükselmesini

sağlayarak yatırım harcamalarının ($I\downarrow$) düşmesine neden olur. Bu düşüş toplam talebin ve çıktı miktarının ($Y\downarrow$) azalmasına neden olur.

Fiyatların yapışkan olduğu varsayımı altında, merkez bankasının kısa vadeli nominal faiz oranları üzerinde yapacağı bir değişiklik, kısa ve uzun vadeli reel faiz oranlarını da etkilemektedir. Bir başka ifadeyle, kısa vadeli nominal faiz oranının düşmesine neden olan genişletici para politikası, aynı zamanda kısa vadeli reel faiz oranını da düşmesine neden olur. Bekleyişler teorisine göre, gelecekte beklenen kısa vadeli faiz oranlarının ortalamasına risk primi ilave edilmesiyle uzun vadeli faiz oranları belirlenmektedir. Bu durumda, kısa vadeli reel faiz oranındaki düşüş uzun vadeli reel faizlerinde düşmesini sağlar. Daha düşük reel faiz oranları da işletmelerin yatırım ve dayanıklı tüketim malı harcamalarında artışa neden olur. Sonuç olarak bütün bu hareketlerin, toplam talep ve enflasyon üzerinde etkili olması beklenir (TCMB, 2013: 5).

Uzun vadeli reel faiz oranının harcamalar üzerinde etkili olmasından dolayı, nominal faiz oranının sıfır olduğu durumlarda dahi para politikası ekonomi üzerinde etkili olmaktadır. Nominal faiz oranı sıfır düzeyindeyken, para arzının artması ($M\uparrow$), beklenen fiyat düzeyinin de ($P^e\uparrow$) yükselmesini sağlar ve böylece beklenen enflasyon oranı ($\pi^e\uparrow$) artar. Bu durumda reel faiz oranları ($i_r\downarrow$) düşmektedir. Bu süreç şu şekilde ifade edilebilir. (Cambazoğlu, 2010: 19):

$$M\uparrow \Rightarrow P^e\uparrow \Rightarrow \pi^e\uparrow \Rightarrow i_r\downarrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

Bernanke ve Gertler (1995) para politikalarının toplam talep ve üretim üzerindeki etkilerinin, sadece faiz oranı kanalı ile açıklanmaya çalışılmasını eleştirmişlerdir (Kasapoğlu, 2007: 16). Konuyla ilgili yaptıkları ampirik çalışmaların sonuçlarına göre, faiz oranı kanalının parasal aktarım mekanizmalarını açıklamakta yetersiz kaldığını belirtmişlerdir.

1.3.2. Varlık Fiyatları Kanalı

IS-LM modeline dayanan Keynesyen analiz, tek bir varlık fiyatı olarak faiz oranına odaklanmıştır. Monetarist iktisatçılara göre, faiz oranı birçok nispi varlık fiyatlarından etkilenmektedir. Bu noktada Monetaristler, Keynesyen analizi diğer nispi varlık fiyatlarını (döviz, bono, hisse senedi gibi) dikkate almamasını eleştirmişler ve para politikasının ekonomi üzerindeki etkilerini incelemek için yeni aktarım kanalları önermişlerdir. Bu varlık fiyatları kanalları literatürde döviz kuru kanalı ve Tobin'in q teorisi (hisse senedi kanalı) olmak üzere iki başlık altında incelenmektedir.

1.3.2.1. Döviz Kuru Kanalı

Ekonomik küreselleşmeyle birlikte dünyada esnek döviz kurlarının da yaygın olarak kullanılmasıyla, para politikaları döviz kuru kanalı aracılığıyla net ihracatı etkileyerek toplam hasıla üzerinde etkili olabilmektedir (Mishkin, 2000: 283).

Döviz kurundaki değişimlerin ekonomi üzerindeki etkisi incelenirken, reel döviz kurlarıyla nominal döviz kurları arasındaki ayrım da önemli olmaktadır. Ücretlerin ve mal fiyatlarının yapışkan olduğu varsayımı altında nominal döviz kurundaki bir artış, kısa vadede reel kurdaki artışa neden olmaktadır. Fiyatlardaki ve döviz kurlarındaki değişim ise reel kuru uzun vadede denge değerine ulaştıracaktır (Taylor 1995: 14).

Döviz kuru kanalı, parasal bir genişleme sürecinde, faiz oranı kanalını temel olarak aktarım mekanizmasını şu şekilde açıklamaktadır: Yurtiçi reel faiz oranındaki düşüş, yabancı para cinsinden mevduatları, yerli para cinsinden mevduatlara göre yatırımcılar açısından daha cazip hale getirmektedir. Bu da yerli paranın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesine, bir başka deyişle döviz kurunun yükselmesine ($E\uparrow$) neden olacaktır. Yerli paranın değer kaybetmesinden dolayı, yerli mallar yabancı mallar karşısında ucuzlayacak, bu da net ihracatta artmaya ($NX\uparrow$) ve dolayısıyla toplam çıktının artmasına ($Y\uparrow$) neden olacaktır (Özdemir, 2012: 90).

$$M\uparrow \Rightarrow i_r\downarrow \Rightarrow E\uparrow \Rightarrow NX\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

Ekonomide parasal daralmanın yaşandığı bir süreçte, reel faizlerin artmasıyla birlikte faiz artışından yararlanmak isteyen yabancı yatırımcıların ülkeye giriş yapması, ülkedeki döviz miktarını arttırmaktadır. Ülkedeki artan döviz miktarı, döviz kurunun düşmesini ve bunun sonucunda yerli paranın değer kazanmasını sağlayacaktır. Sonuç olarak bu durumda net ihracat ve çıktı azalmaktadır.

$$M\downarrow \Rightarrow i_r\uparrow \Rightarrow E\downarrow \Rightarrow NX\downarrow \Rightarrow Y\downarrow$$

1.3.2.2. Tobin'in q Teorisi

James Tobin tarafından geliştirilen q teorisi (1969) hisse senetleri fiyatlarıyla, para politikalarının ekonomi üzerindeki etkisini açıklamaktadır. Tobin q'yu, firmanın piyasa değerinin sermaye yenileme maliyetine bölünmesi şeklinde tanımlamıştır. Eğer q değeri yüksekse, firmanın piyasa fiyatı, sermayenin yenileme maliyetine göre daha yüksektir. Bu da firmanın piyasa değerine göre, yeni fabrika ve teçhizata harcanacak sermayenin daha ucuz

olduğu anlamına gelir. Böylece firmanın yatırım harcamaları artacaktır, çünkü firma az miktarda hisse senedi çıkararak çok sayıda yeni sermaye malı satın alabilecektir. Öte yandan eğer q düşük olursa, firmanın piyasa değeri sermaye maliyetine göre daha düşük olacağından, firma yeni yatırım malları satın almayacaktır. Çünkü q değeri düşük olduğu zaman, firma yeni sermaye elde etmek için, ucuza başka bir firmayı satın alabilir veya eski sermayeyi kullanabilir. Bu nedenle de yatırım harcamaları düşük seviyede kalacaktır (Mishkin, 1996: 6).

Merkez bankası tarafından uygulanan genişlemeci bir para politikasıyla para arzının artırması ($M\uparrow$), hisse senedi fiyatlarının da yükselmesini ($P_e\uparrow$) sağlayacaktır. Hisse senedi fiyatlarının yükselmesiyle birlikte q değeri ($q\uparrow$) artacaktır. Böylece yatırım harcamaları artış gösterecek ($I\uparrow$) ve çıktı miktarı artacaktır ($Y\uparrow$).

$$M\uparrow \Rightarrow P_e\uparrow \Rightarrow q\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

1.3.3. Servet Etkisi Kanalı

Servet etkisi kanalı, Modigliani'nin Yaşam Boyu Gelir Hipotezine dayanmaktadır. Modigliani'nin hipotezine göre, tüketicilerin tüketim harcamalarını belirleyen unsur sadece bugünkü gelirleri değil, aynı zamanda yaşam boyunca sahip oldukları kaynaklardır. Burada, tüketicilerin finansal servetleri, yaşam boyu sahip oldukları kaynakların önemli bir bileşenidir. Bu finansal servetin önemli bir kısmını ise hisse senetleri oluşturmaktadır (Mishkin, 2013: 666).

Genişlemeci bir para politikasıyla birlikte ($M\uparrow$), hisse senedi fiyatlarındaki artış ($P_e\uparrow$), mevcut finansal servetin değerini arttıracaktır ($W\uparrow$). Buna bağlı olarak, tüketicilerin yaşam boyu sahip olduğu kaynaklarının artmasıyla, tüketimleri artacaktır ($C\uparrow$). Tüketimlerin artması sonucunda da toplam çıktı artacaktır ($Y\uparrow$).

$$M\uparrow \Rightarrow P_e\uparrow \Rightarrow W\uparrow \Rightarrow C\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

1.4.4. Kredi Kanalı

Bernanke ve Gertler (1995)' göre, ekonominin para politikasındaki şoklara vermiş olduğu tepkinin büyüklüğünü, zamanlamasını ve bileşimini yalnızca geleneksel faiz oranı kanalı ile tam olarak açıklamanın yeterli olmadığını, kredi boyutu açısından da değerlendirilmesi gerektiğini belirtmişlerdir. Bu nedenle, finansal piyasalarda ortaya çıkan asimetrik bilgiyi esas alan kredi kanalı, geleneksel faiz oranı kanalındaki eksikliklerin giderilebilmesinde önemli bir rolü vardır. Kredi görüşü olarak adlandırılan bu yaklaşıma göre

kredi kanalı, banka kredi kanalı ve bilanço kanalı olmak üzere iki temel kanal olarak incelenmektedir.

1.4.4.1. Banka Kredi Kanalı

Bankalar, kredi piyasasında ortaya çıkan asimetrik bilgi probleminin çözümüne ilişkin özel araçlara sahiptirler. Bankaların üstlendikleri bu rol nedeniyle, borçlanmak isteyen küçük ölçekli işletmeler ancak banka aracılığıyla kredi piyasasına erişebilmektedirler (Canbazoglu, 2010:24).

Banka mevduatlarıyla diğer fon kaynaklarının arasında tam bir ikame durumu oluşmadığı sürece, banka kredi kanalının çalışma şekli şöyledir: uygulanan genişlemeci bir para politikası banka rezervlerini ve mevduatlarını artırırken, banka kredilerinin miktarlarında da artışa sebep olmaktadır. Banka kredi miktarlarında yaşanan artış yatırım ve tüketim harcamalarını artırır. Sonuç olarak bu da toplam çıktıyı arttırmaktadır (Mishkin, 2000: 286).

$$M\uparrow \Rightarrow \text{Banka mevduatları}\uparrow \Rightarrow \text{Banka kredileri}\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

Banka kredi kanalının etkin bir şekilde çalışabilmesi için Merkez bankasının, bankaların kredi arzını etkileyebilmesi ve ekonomide banka kredilerine bağımlı firmaların olması gerekmektedir. Bununla birlikte firmalar açısından, banka kredilerindeki azalış diğer kaynaklardan finanse edilmemelidir (Örnek, 2009: 115).

1.4.4.2. Bilanço Kanalı

Kredi piyasasındaki asimetrik bilgi probleminden kaynaklanan bilanço kanalı, özellikle ters seçim ve ahlaki tehlike nedenleri ile ortaya çıkmaktadır. Firmalar bilançolarında meydana gelen bir bozulma sebebiyle bilançoları hakkında yanlış bilgi vererek kredi piyasasında borçlanma yoluna gideceklerdir. Bu da kredi piyasaları için ters seçim ve ahlaki tehlike problemini arttıracaktır. Firmalar ise aldıkları kredileri, borçlarını ödemek için kullanarak yatırım amaçlı fonların azalmasına neden olacaktır (Örnek, 2009: 106).

Merkez bankası uyguladığı daraltıcı para politikasıyla ($M\downarrow$) hisse senedi fiyatlarını düşürmektedir ($P_e\downarrow$). Hisse senedi fiyatlarının düşmesiyle firmaların net değerleri düşecektir. Net değeri düşen firmanın riskli yatırım projelerine girme olasılığı artmakta ve bu da firmanın borcunu ödeyebilme olasılığını azaltarak, ahlaki tehlikeyi arttırmaktadır. Sonuç olarak, firmaların net değerlerindeki azalma, ters seçim ve ahlaki tehlikeyi arttırdığından dolayı kredi

miktarları azalmaktadır. Azalan kredi miktarları önce yatırım harcamalarını ($I\downarrow$) daha sonra toplam çıktıyı ($Y\downarrow$) azaltır (Canbazoglu, 2010: 26).

$$M\downarrow \Rightarrow P_e\downarrow \Rightarrow \text{Net deęer}\downarrow \Rightarrow \text{Ters seęim ve ahlaki tehlike}\uparrow \Rightarrow \text{Krediler}\downarrow \Rightarrow I\downarrow \Rightarrow Y\downarrow$$

Nakit akımı kanalı, firmaların nakit gelirleriyle nakit olarak yaptığı harcamaların arasında oluşan fark olarak tanımlanabilir. Nakit akımı kanalının, kısa vadeli nominal faiz oranından etkilenmesinden dolayı buradaki faiz oranı mekanizması, geleneksel faiz kanalından farklılaşmaktadır. Nakit akımı kanalında, genişlemeci bir para politikası nominal faiz oranını düşürecektir. Nominal faiz oranının düşmesi, nakit akımını hızlandıracağı için firmanın bilançosunda olumlu bir etki yaratır. Bu durum, ters seęim ve ahlaki tehlike problemlerini azaltarak kredi miktarını artmaktadır. Artan kredi miktarıyla birlikte yatırım harcamaları arttırmakta ve bu da çıktı miktarının artmasını sağlamaktadır (Canbazoglu, 2010: 26).

$$M\uparrow \Rightarrow i\downarrow \Rightarrow \text{Nakit akışı}\uparrow \Rightarrow \text{Ters seęim ve ahlaki tehlike}\downarrow \Rightarrow \text{Krediler}\uparrow \Rightarrow I\uparrow \Rightarrow Y\uparrow$$

1.4.5. Beklentiler kanalı

Beklentiler kanalı, ekonomik birimlerin gelecek dönemlerde oluşabilecek ekonomik koşullara göre kendini hazırlayabileceęi bir aktarım kanalıdır (TCMB, 2013: 4). Ekonomik birimler, bu aktarım kanalında günümüz ekonomisinin durumunu ve ekonomik göstergeleri, uygulanan para politikaları bilgilerini ve geçmişteki deneyimler gibi birçok parametreyi dikkate alarak beklentilerini oluştururlar (Demir, 2018: 26). Ayrıca, merkez bankasının güvenilirliği ile beklenti kanalının işleyişi arasında da güçlü bir ilişkinin varlığından söz edilebilir (Işkın, 2017: 31).

Beklentilere ilişkin üç tür yaklaşım bulunmaktadır (Cengiz, 2007: 108-109):

- 1) Statik beklentiler: Beklentilerin oluşturulma şekliyle ilgili en basit yaklaşımdır. Bu yaklaşımda, bir dönem önceki bilgiler göz önüne alınarak bir sonraki dönem için beklentiler oluşturulur.
- 2) Adaptif beklentiler: Statik beklentilerin daha geniş bir şeklidir. Adaptif beklentilerde sadece bir dönem önceki bilgiler değil, geçmiş dönemlere ait daha uzun bir süreyi de dikkate alan bilgiler kullanılmaktadır.
- 3) Rasyonel beklentiler: İktisadi ajanlar tarafından, ekonomik yapının durumuyla ilgili bütün bilgilerin tam olarak bilindięi ve sistematik hatanın yapılmadığı varsayımına dayanmaktadır.

Beklentiler kanalının işleyişi ise şu şekildedir: ekonomik beklentilerin olumlu olduğu dönemlerde hisse senedi fiyatları artış göstermektedir. Hisse senetlerindeki artış, hane halkının servetini ve firmaların bilançolarının değerlerini yükseltir. Bu yükseliş tüketim ve yatırım harcamalarını arttırır. Bu da üretimin ve milli gelirin artmasını sağlar (Yalçın, 2018: 37).

1.5. Parasal Aktarım Mekanizmalarını Etkileyen Faktörler

Para politikalarının, reel sektör üzerindeki etkisini incelerken öne çıkan iki durum vardır. Birincisi, merkez bankası tarafından kontrol edilebilen araçların; (faiz oranı, zorumlu rezerv yükümlülükleri gibi) finansal olmayan sektörlerdeki koşulları doğrudan etkileyebilen (döviz kuru, kredi ve mevduat faiz oranları, varlık fiyatları gibi) değişkenler üzerindeki etkisidir. İkincisi, hanehalklarının ve firmaların harcama kararlarıyla finansal koşulları arasında oluşan etkileşimdir. Özellikle firmaların ve bankaların, aktifleri ile pasiflerinin döviz ve vade bileşimi, banka finansmanındaki dış kaynak bağımlılığı ve borçlanma koşulları gibi finansal koşullar, parasal aktarımın ikinci aşamasında önemli rol oynamaktadır (Bozoklu, 2005: 41).

Kamu kesiminin ekonomi üzerindeki ağırlığının azalması, kamu kesimine tahsis edilen fonların ve kamunun mali sektördeki ağırlığının azalmasını sağlarken, kredi kanalının ve geleneksel faiz oranı kanalının nispi önemini arttırmıştır. Finansal serbestleşme süreciyle beraber ekonomideki kırılganlıkların artması, kredi kanalının nispi önemini daha da arttırmıştır. Ayrıca, gelişmekte olan piyasaların finansal sistemlerinin derinleşmesi ve ekonominin dışa açıklığının artması özel kesim bilançolarındaki varlık ve yükümlülüklerin çeşitlenmesini sağlayarak, bu süreçte başta döviz kuru olmak üzere parasal aktarım mekanizmasındaki diğer varlık fiyatlarını da önemli hale getirmiştir (Akkılıç, 2007: 52).

1.5.1. Resmi Müdahaleler

Hükümetler, parasal aktarım mekanizması üzerinden finansal piyasalara olan müdahalelerini: banka kredilerine limitler getirerek, hükümetin belirlemiş olduğu alanlara krediler sağlayarak ve faiz oranlarını kontrol ederek gerçekleştirirler. Finansal serbestleşme süreciyle birlikte hükümetlerin krediler üzerindeki doğrudan kontrollerinin ve düzenlemelerinin yerini, açık piyasa işlemleri gibi dolaylı kontrol mekanizmaları almıştır. Dolayısıyla, kredi tavanları ve karşılık oranlarındaki değişikliklerin kullanıldığı para politikası uygulamaları daha sonra yerini açık piyasa işlemlerine bırakmıştır ve böylece, finansal serbestleşme süreciyle birlikte hükümet tarafından para politikası yapıcılarına karşı yapılabilecek doğrudan müdahaleler engellenmiştir (Gür, 2003: 38).

1.5.2. Finansal Sistemin Yapısı

Merkez bankasının doğrudan etkileyebildiği kısa vadeli faiz oranlarındaki değişimler ve borç-tasarruf kararlarının üzerinde etkili olan faiz oranlarının duyarlılığı, aktarım mekanizması üzerinde etkili olmaktadır. Bu duyarlılığın derecesi; finansal sistemin gelişmişliği ve piyasaların derinliği, borçlanma kısıtları, bankacılık sektörünün rekabet yapısı gibi birçok faktör tarafından belirlenmektedir (TCMB, 2013: 7).

Para piyasasında yaşanan faiz oranlarındaki değişimlere, kredi ve mevduat faiz oranlarının hızlı ve güçlü bir şekilde tepki vermesi, aktarım sürecini hızlandırarak para politikasının reel ekonomi üzerindeki etkisini artırır. Bankacılık sektöründeki rekabet, kredi ve mevduat faiz oranlarının duyarlılık derecesinin temel belirleyicisidir. Bankacılık sektöründeki bankaların sayısının fazla olmasıyla birlikte bankaların rekabetçi bir ortam içerisinde bulunmaları ve fonlama maliyetlerinde oluşan değişimler, kredi ve mevduat oranlarını daha hızlı etkilenmesini sağlamaktadır. Aksi takdirde, piyasadaki banka sayısının az olması, bankacılık sektöründe oligopolistik bir fiyatlamanın oluşmasına neden olabilir. Bu durum, kredi ve mevduat faiz oranlarının, para piyasası faiz oranlarındaki değişimlere duyarlılığının, yavaş ve asimetrik olmasına sebep olmaktadır. Bununla beraber bankacılık sektöründe, kar güdüsünün zayıf olduğu kamu bankalarının payının yüksek olması faiz oranlarının duyarlılık derecesini azaltmaktadır (Kasapoğlu, 2007: 34).

1.5.3. Finansal Sözleşmelerin Vade Yapısı

Finansal sözleşmelerin vadesi, aktarım mekanizması aracılığı ile para politikalarının etkinliğini belirleyen önemli faktörlerden birisidir. Çünkü, finansal vade sürelerinin kısa olması kredi ve mevduat sözleşmelerinin daha sık yenilenmesini sağlayacaktır (Akkılıç, 2007: 64). Para politikasındaki değişikliklerin piyasa faiz oranlarını etkilemesiyle, yenilenen kredi ve mevduat sözleşmeleri, yeni faiz oranları üzerinden verilir. Dolayısıyla, finansal sözleşme vadesinin kısa olması, para politikasının etkinliğinin daha hızlı ortaya çıkmasına neden olacaktır (Kasapoğlu, 2007: 35). Ayrıca, para politikasının etkinliğini belirleyen bir diğer faktör ise kredi ve mevduatlardaki faiz oranlarının vadesinden önce belirlenebiliyor olmasıdır. (Gür, 2003: 40).

1.5.4. Sermaye Hareketleri

Sermaye hareketlerinin serbest olduğu bir ekonomi için para politikalarının etkinliği, ülkedeki döviz kuru rejimi ile yerli ve yabancı finansal varlıkların arasında oluşan ikame

derecesine bağılı olarak deęişmektedir. Dalgalı kur rejimi altında alınan para politikası kararları, geleneksel faiz oranı kanalıyla reel ekonomiyi etkilerken aynı zamanda para politikasının döviz kuru üzerindeki etkisi ithalatı ve ihracatı etkilemekte ve böylece toplam talep üzerinden ayrı bir aktarım kanalı oluşturmaktadır. Bu da para politikasının etkinliğini arttırmaktadır. Yerli ve yabancı finansal varlıkların arasında oluşan ikame derecesi ne kadar yüksek ise parasal şokların neden olduęu faiz oranı deęişimlerine döviz kurunun tepkisi de o kadar yüksek olacaktır ve böylece para politikasının etkinliğini arttıracaktır (Akkılıç, 2007: 69).

1.5.5. Hanehalkları ve Firmaların Finansal Yapıları

Firma yatırımlarının iç kaynaklar üzerinden finanse edildięi ve finansal aracılık faaliyetlerinin çok fazla gelişmedięi ülkelerde, para politikasında yaşanan deęişikliklerin toplam talep üzerindeki etkisi de düşük olmaktadır. Çünkü, hanehalkı veya firmaların banka finansmanına bağımlılık derecesi düşük olarak gerçekleşmektedir. Ayrıca, para politikası deęişikliklerinin sektörel etkilerinin olduęu da görülmektedir. Örneęin; banka kredileri dışındaki kaynaklarla finanse edilemeyen inşaat sektörü, para politikasındaki deęişikliklerden daha fazla etkilenecektir (Gür, 2003: 42).

Ekonomilerin gelişmesi; finansal araçların sağladığı kaynakların artmasına, banka kredileri ile daha büyük yatırım ve tüketim harcamalarının finanse edilmesine ve toplam talebin para politikasındaki deęişimlere duyarlılığının artmasında etkili olmaktadır. Benzer bir şekilde, finansal piyasaların az geliştięi ekonomilerde de hanehalkları ve firmalar tasarruflarını büyük oranda bankacılık sisteminde toplar. Fakat, bu ekonomilerde menkul kıymetlere olan yatırım oranları epeyce düşük kalmaktadır. Dolayısıyla da varlık fiyatlarının para politikası üzerindeki etkisi zayıftır (Kasapoęlu, 2007: 37).

1.6. Faiz Kanalının Ekonomi Üzerindeki Etkileri

Merkez bankası, para politikası aracı olarak kullandığı kısa vadeli faiz oranları üzerinden uzun vadeli faiz oranlarını etkileyerek, toplam çıktı ve enflasyon üzerinde etkili olabilmektedir. Bu etkinin hangi kanallar üzerinden nasıl gerçekleştiğini parasal aktarım mekanizmaları aracılığıyla açıklamak mümkündür. Aktarım mekanizması kanallarının etkin olarak işleminde; finansal piyasalarının derin ve gelişmiş olması, para ve maliye politikalarının birbiriyle uyumlu bir şekilde çalışması katkı sağlayacaktır. Ayrıca merkez bankası, ülke içinde risk oluşturabilecek durumları analiz ederek para politikalarını buna göre belirlemelidir (Demir, 2018: 31).

Ekonomide yaşanan istikrarsızlıklar o ülke ekonomisinin riskli olarak değerlendirilmesinin temel nedenidir. Özellikle küreselleşen ekonomik sistemle birlikte ülke ekonomileri birbirleriyle daha entegre hale gelmiştir. Bu da küresel ekonomik akışların günümüzdeki gibi hızlanmasına ve büyük hacimli olmasına neden olarak, ekonominin riskli görünmesinde potansiyel oluşturabilmektedir. Ekonomik istikrarsızlıklar, fiyatlar genel düzeyi, üretim miktarı, istihdam düzeyi ve devlet bütçesi gibi değişkenlerdeki dalgalanmaların yanı sıra, finansal piyasalara ilişkin; kurlar, borçlanma, bankacılık işlemleri ve menkul kıymet borsaları gibi değişkenlerdeki dalgalanmaları da içermektedir. Bu konjonktürel dalgalanmalar da yerli ve yabancı ekonomik karar birimlerinin planlarında bozucu bir etkiye neden olmaktadır. Böylece karar birimleri, belirsizlik ve risk altında karar almak ve faaliyette bulunmak durumunda kalmaktadır (Kök vd., 2015: 153).

Risk ve belirsizlik kavramlarını ekonomik istikrarsızlık bağlamında incelediğimizde; risk, ekonomideki yaşanan sürdürülemezliklerin ortaya çıkma olasılığı iken, belirsizlik, ekonomik dalgalanmalarla oluşan bir bilgisizliği ve bu bilgisizliğe sahipken aniden ortaya çıkan dalgalanma belirtilerini ifade etmektedir. Örneğin, döviz kurlarının aniden yükselmesiyle ekonomik dengelerin bozulma olasılığı risk olgusunu tanımlarken, kurların yükselmesinin öngörülememesi ve bu yükselmenin gerçekleşmesiyle birlikte şok yaşanması, belirsizliği anlatmaktadır (Kök vd., 2015: 153).

Para politikasında, kısa vadeli faiz oranlarının uzun vadeli faiz oranları üzerindeki etkisi, parasal aktarım mekanizmasının etkinliğinin bir göstergesi olarak değerlendirilmektedir (Aklan vd., 2008: 145). Getiri eğrisi yardımıyla, kısa dönem faiz oranları ile uzun dönem faiz oranları arasındaki ilişki açıklanabilmektedir. Genel olarak getiri eğrisinde kısa dönemli faiz oranları, uzun dönemli faiz oranlarına göre daha düşük bir seviyede bulunmaktadır. Getiri eğrisinin seviyesi ve eğimi, politika faiz oranındaki değişimlerin ekonomi üzerindeki etkisinin nasıl ve ne şekilde gerçekleşeceği ile ilgili bize bilgi vermektedir. Getiri eğrisini etkileyen üç faktör bulunmaktadır (Tunalı ve Yalçınkaya, 2016: 67-68):

- 1) Kısa vadeli faiz oranlarındaki geleceğe yönelik değişim beklentisi. Teorik olarak, piyasa kısa vadeli faiz oranlarının gelecek dönemlerde düşük değerler alabileceğini tahmin ediyorsa, uzun vadeli faiz oranlarında da bu doğrultuda bir azalış meydana gelir. Fakat ekonomide değişkenler arasındaki gerçekleşen ilişkiler her zaman teoriyle örtüşmeyebilmektedir. Örneğin; 2008 yılında yaşanan küresel krizle birlikte gelişmiş ülke ekonomileri uzun vadeli faiz oranlarını düşürebilmek için politika faizlerini sıfır alt bandına indirdiler. Ancak kısa vadeli faiz oranlarının sıfır alt bandında olmasına

rağmen ekonomik beklentilerde oluşan kötümserlik nedeniyle, uzun vadeli faiz oranlarındaki beklenen düşüş gerçekleşmedi. Bu durum bize parasal aktarım mekanizmasının daha ilk aşamasında aksaklıklar yaşandığını göstermektedir.

- 2) Kısa vadeli faiz oranı beklentilerini çevreleyen belirsizliklerin, risk primi olarak uzun vadeli faiz oranlarına yansımalarıdır. Gelecekte gerçekleşecek olan kısa vadeli faiz oranı ne kadar fazla belirsizlik içerirse, bu durumdan etkilenen uzun vadeli faiz oranları da o kadar yüksek bir seviyede gerçekleşecektir.
- 3) Getiri eğrisini etkileyen son faktör ise; farklı vade yapılarındaki menkul kıymetlerin talep ve arzlarının, uzun vadeli faiz oranları üzerinde etkili olmasıdır. Örneğin; eğer bütçe açığı artış gösterirse, devlet daha fazla tahvil arz edecektir. Bu nedenle tahvil fiyatları azalacak ve hükümetin ödeyeceği faiz oranlarında artış olacaktır.

Merkez bankası tarafından belirlenen kısa vadeli nominal faiz oranlarındaki değişiklikler fiyatların yapışkan olduğu varsayımı altında hem kısa hem de uzun vadeli reel faizleri etkiler. Bu nedenle, merkez bankası tarafından uygulanan ve kısa vadeli nominal faiz oranını düşüren genişlemeci para politikası aynı zamanda kısa vadeli reel faiz oranını da düşmesine neden olur. Uzun vadeli faiz oranının, gelecekteki beklenen kısa vadeli faiz oranlarının bir ortalaması olduğunu ifade eden beklenti hipotezine göre, reel kısa vadeli faiz oranında gerçekleşen düşüşle birlikte reel uzun vadeli faiz oranları da düşürmektedir. Bu düşüşle birlikte, firmaların sabit yatırımlara ve dayanıklı tüketim mallarına olan harcamaları, reel değişkenler üzerinde artışa neden olmaktadır (Mishkin, 1996: 2-3).

Faiz oranlarında yaşanan değişimle birlikte, iktisadi birimler portföylerini ve harcama planlarını yeni faiz oranına göre düzenlemeye çalışırlar. Bu durum, reel faiz oranındaki değişimden kaynaklanmaktadır. Reel faiz oranındaki değişimin, reel toplam talep üzerindeki etkilerini ise şu şekilde sıralayabiliriz (Aklan ve Nargeleçekenler, 2008: 145; King, 1994: 263):

- 1) Yüksek reel faiz oranlarıyla birlikte tasarruflar daha cazip hale geleceğinden harcamaları cari dönemden gelecek döneme kaydırır.
- 2) Yüksek reel faiz oranları aktif fiyatları üzerinde etkili olarak iktisadi birimlerin servetlerini azaltır.
- 3) Kısa vadeli reel faiz oranlarının artması, ulusal paranın değerlenmesine neden olduğundan net dış ticaret dengesi üzerinde yarattığı etki nedeniyle ekonomi üzerinde baskı oluşturmaktadır.

Dıřa aık bir ekonomide, merkez bankasının uyguladıđı daraltıcı bir para politikası kararı ile faiz oranının yükselmesi yatırımları azaltacaktır. Bu da ülkeye sermaye girişinin artmasını sağlayarak yerli paranın değerini arttıracaktır. Yerli paranın değerlenmesiyle, dış ticarete konu olan ürünlerde oluşacak olan yüksek fiyatlardan dolayı ihracat azalma eğilimine girerek ülke açısından dezavantajlı bir durum oluşturabilmektedir. Bu durumda toplam talebin azalmasına neden olacaktır (Demir, 2018: 35).

İKİNCİ BÖLÜM

EKONOMETRİK YÖNTEM

2.1. Durağanlık ve Birim Kök Testleri

Ortalamasının ve varyansının zaman içerisinde değişiklik göstermediği, kovaryansın ise hesaplandığı döneme değil de yalnızca iki dönem arasındaki farka bağlı olduğu olasılıklı bir süreç için ilgili zaman serisi durağandır denir (Gujarati, 2010: 713). Bir zaman serisi Y_t için;

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Varyans: } \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Kovaryans: } \text{Cov}(Y_t, Y_{t+n}) = \text{Cov}(Y_t, Y_{t+m})$$

ortalama, varyans ve kovaryans yapısı zaman içerisinde sabit kalıyorsa Y_t serisinin durağan olduğu söylenebilir.

Ekonometrik zaman serileri analizinde kullanılan değişkenlerin durağan olması, vektör otoregresif model (VAR) analizinde değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesinde önemli bir yere sahiptir. Genel olarak ekonomik veya finansal zaman serileri için durağanlık koşulu sağlanamasa da söz konusu serilere bazı dönüşümler uygulanarak bu koşul sağlanabilmektedir. Örneğin, sabit varyans koşulunun sağlanabilmesi için seride logaritmik bir dönüşüm uygulanması bazı durumlarda yeterli olabilmekle beraber, sabit ortalama koşulunun sağlanamadığı durumlarda ise seride trend ve/veya mevsimselliğin araştırılması gerekmektedir (Yalçın, 2018: 72-73). Böyle bir durumda modele trend, mevsimsellik eklenebilir veya seriden trend ve/veya mevsimsellik ayrıştırılabilir. Fakat eğer seri hala birim kök içeriyorsa bu dönüşümler seride durağanlık koşulunun sağlanması için yeterli olmadığından serinin farkı alınarak durağanlık koşulu sağlanabilmektedir.

Zaman serilerinde durağanlık kavramı birim kök testleriyle araştırılmaktadır. Ekonometrik zaman serilerinde birim kökün varlığını tespit etmek için, uygulamada en çok kullanılan birim kök testleri; Dickey-Fuller (DF), Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) ve Philips-Perron (PP) birim kök testleridir.

Y_t değişkeninin, kendisinden bir dönem önceki değeri ile olan ilişkisi şöyle ifade edilebilir;

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$$

Verilen otoregresif süreçte e_t ; ortalaması sıfır ve varyansı σ^2 olan bağımsız özdeş bir dağılıma (iid) sahiptir. Ayrıca bu sürece beyaz gürültü de denilmekte ve şu şekilde gösterilmektedir;

$$e_t \sim iid(0, \sigma^2)$$

Y_t serisinin durağanlığının araştırılması için hipotez testleri ise aşağıdaki gibi kurulabilir;

$$H_0: |\rho| \geq 1 \text{ (Seri de birim kök vardır)}$$

$$H_1: |\rho| < 1 \text{ (Seri de birim kök yoktur)}$$

$|\rho| < 1$ ise zaman serisi Y_t ; durağandır. Fakat $|\rho| = 1$ ise bu durumda zaman serisi durağan değildir ve Y_t 'nin varyansı $t \cdot \sigma^2$ 'ye eşittir. Aynı zamanda bu duruma rassal yürüyüş süreci denir. $|\rho| > 1$ olduğunda ise yine zaman serisi Y_t durağan değildir. Bu süreçte ise serinin varyansı üstel olarak artmaktadır (Dickey ve Fuller, 1979: 427).

Dickey ve Fuller (1979) çalışmalarında, Monte Carlo simülasyonunu kullanarak “ τ ” (tau) istatistiklerini aşağıdaki üç genel model için hesaplayıp tablolaştırmışlardır. Daha sonra bu kritik değerler MacKinnon (1991) tarafından genişletilmiştir.

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \mu + \rho Y_{t-1} + e_t$$

$$Y_t = \mu + \beta t + \rho Y_{t-1} + e_t$$

Verilen yukarıdaki eşitliklerin her iki tarafından da Y_{t-1} çıkarıldığında fark denklemleri elde edilir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t$$

Yukarıdaki denklemlerde Δ fark alma operatörünü göstermektedir. $\delta = \rho - 1$ ve $\rho = 1$ hipotezlerinin test edilmesi, $\delta = 0$ hipotezinin test edilmesiyle aynı anlama gelmektedir. Ayrıca

seride kaymanın veya trendin olması test istatistiğini etkileyeceği için, her modelde farklı τ değerleri hesaplanmıştır (İğde, 2010: 15-16).

$$H_0: \delta \geq 0 \text{ (Seri de birim kök vardır)}$$

$$H_1: \delta < 0 \text{ (Seri de birim kök yoktur)}$$

Hesaplanan t istatistikleri τ kritik değerleriyle karşılaştırılarak seride birim kökün olup olmadığı test edilir. Hesaplanan değer τ kritik değerinden mutlak olarak küçük ise H_0 hipotezi reddedilemez.

Dickey – Fuller testinde ekonometrik zaman serileri AR(1) süreciyle ifade edilmektedir. Bu nedenden dolayı Y_t gibi bir zaman serisi AR(p) süreci izlerken, AR(1) süreci olarak ele alındığında serinin dinamik yapısının yanlış tanımlanmasından dolayı hata terimi otokorelasyonlu olacaktır (İğde, 2010: 17). Bu sorunu giderebilmek için Dickey ve Fuller (1981), bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin denklemin sağ tarafında yer alacağı bir test önermişlerdir. Bu test genelleştirilmiş Dickey Fuller (ADF) testidir. ADF testinin denklemleri ise şu şekilde gösterilebilir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^k \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t$$

Bu denklemlerde $\delta = 0$ olup olmadığı sınırdır.

Zaman serilerinde ADF testi uygulanırken dikkat edilmesi gereken en önemli husus gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. Gecikme uzunluğu belirlenirken, modeldeki otokorelasyonu ortadan kaldıracak kadar hata terimi modele dahil edilmelidir. Otoregresif modellerde uygun gecikmenin belirlenmesi için kullanılan yöntemlerin başında bilgi kriterleri gelmektedir. Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwart Kriteri (SC) ve Hannan Quin (HQ) bilgi kriteri bunlardan bazılarıdır (İğde, 2010: 17).

DF testlerinde modelin hatalarının, bağımsız ve sabit bir varyans değerine sahip oldukları varsayılmaktadır. Bundan dolayı, DF testlerinin uygulamalarında, modelin hatalarının

korelasyonsuz ve sabit bir varyans değerine sahip olması önemlidir. Phillips ve Perron (1988), bu varsayımları genişleterek parametrik olmayan bir birim kök testi geliştirmişlerdir. PP testinde de denklemler DF testindeki gibi aynı şekilde kullanılmaktadır. Ancak denklemlerde, bir önceki terimlere ait parametreler için $(\delta) \tau$ istatistiğinde parametrik olmayan düzeltmeler yaparak otokorelasyon sorununu çözmektedir. Testler için eşik değerler ise aynı kalmaktadır (Çelik ve Taş, 2007: 16).

2.2. Vektör Otoregresif Model (VAR)

Vektör otoregresif model (VAR) analizi, birbiriyle ilişkili olan zaman serilerinde ve değişkenler sistemindeki şokların dinamik etkilerini analiz etmekte kullanılan yöntemlerden birisidir. VAR modelinde kullanılan değişkenlerin durağan olması, bu analizin ön şartlarından biridir. Sims (1980)'e göre, VAR analizinde parametrelerin tahmininden çok değişkenler arasındaki ilişkilerin belirlenmesi amaçlanmıştır. Ayrıca VAR modelleri, değişkenlerin kendi gecikmeli değerlerinin yanı sıra diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerine de bağlı olması nedeniyle, tek değişkenli otoregresif (AR) modellerinden daha esnek bir yapıya sahiptir. (Bozdağlıoğlu ve Özpınar, 2011: 44).

VAR modelinde değişkenler içsel ve dışsal olarak ayrılmadığından belirlenme sorunu söz konusu değildir. Bu modellerde, bütün değişkenlerin içsel olduğu kabul edilir ve aynı zamanda bir değişken kendisinin ve modelde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin fonksiyonu olarak tanımlanır (Gujarati, 2010: 747).

Sims (1980) ve Enders (2004)'den hareketle iki değişkenli ve bir dönem gecikmeli VAR modeli şu şekilde tanımlanabilir;

$$Y_t = b_{10} - b_{12}Z_t + \gamma_{11}Y_{t-1} + \gamma_{12}Z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (2.1)$$

$$Z_t = b_{20} - b_{21}Y_t + \gamma_{21}Y_{t-1} + \gamma_{22}Z_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (2.2)$$

Denklemlerdeki Y_t ve Z_t değişkenleri durağandır. ε_{yt} ve ε_{zt} ise σ_y ve σ_z standart sapmalarına ve beyaz gürültü sürecine sahip hata terimleridir. (2.1) ve (2.2) numaralı denklemler matris formunda yazıldığında,

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

elde edilir. Denklem sisteminin kapalı formu ise,

$$BX_t = \Gamma_0 + \Gamma_1 X_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

şeklindedir. Burada;

$$B = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \quad X_t = \begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} \quad \Gamma_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} \quad \Gamma_1 = \begin{bmatrix} \gamma_{11} & \gamma_{12} \\ \gamma_{21} & \gamma_{22} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix}$$

olarak ele alınmıştır. (2.3) numaralı denklemde eşitliğin sol tarafındaki X_t değişkenini yalnız bırakmak için denklemin her iki tarafı matrisin tersi (B^{-1}) ile çarpılır.

$A_0 = B^{-1}\Gamma_0$ $A_1 = B^{-1}\Gamma_1$ $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ olarak düzenlediğimizde VAR modelinin standart formunu şu şekilde gösterebiliriz:

$$X_t = A_0 + A_1X_{t-1} + e_t$$

Burada; a_{i0} ; A_0 matrisinin i 'inci elemanı, a_{ij} ; A_1 vektörünün i 'inci satırının j 'inci sütunundaki elemanı ve e_{it} ; e_t vektörün i 'inci elemanını temsil eder. Ayrıca VAR modelinin standart formu;

$$Y_t = a_{10} + a_{11}Y_{t-1} + a_{12}Z_{t-1} + e_{1t} \quad (2.4)$$

$$Z_t = a_{20} + a_{21}Y_{t-1} + a_{22}Z_{t-1} + e_{2t} \quad (2.5)$$

şeklinde de gösterilebilir. (2.4) ve (2.5) numaralı denklemlerde e_{1t} ve e_{2t} hata terimleri, ε_{yt} ve ε_{zt} şoklarını içermektedir. $e_t = B^{-1}\varepsilon_t$ için e_{1t} ve e_{2t} ;

$$e_{1t} = (\varepsilon_{yt} - b_{12}\varepsilon_{zt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (2.6)$$

$$e_{2t} = (\varepsilon_{zt} - b_{21}\varepsilon_{yt}) / (1 - b_{12}b_{21}) \quad (2.7)$$

şeklindedir. ε_{yt} ve ε_{zt} beyaz gürültü sürecine sahip olduğundan e_{1t} ve e_{2t} hata terimleri de beyaz gürültü sürecine sahiptir. Ayrıca, hata terimlerinin arasında serisel korelasyon ilişkisi yoktur.

2.2.1. VAR Modelinde Etki-Tepki Analizi

Etki-tepki analizi VAR modelinin, Vektör Hareketli Ortalamaya (VMA) dönüştürülmesiyle, bir değişkende meydana gelen şokun diğer değişkenler üzerindeki etkisini analiz etmek için kullanılmaktadır.

VAR modelinin standart formundan hareketle;

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{t-1} \\ Z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix}$$

vektör hareketli ortalama modeli,

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} A_1^i e_{t-i}$$

şeklinde yazılabilir. Modelin matris formu ise şu şekildedir;

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} e_{1t-i} \\ e_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (2.8)$$

Burada (2.6) ve (2.7) numaralı denklemler ile, hata terimleri vektörü

$$\begin{bmatrix} e_{1t} \\ e_{2t} \end{bmatrix} = \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (2.9)$$

olarak yazılabilir. (2.8) ve (2.9) numaralı denklemler birleştirildiğinde

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{bmatrix} + \frac{1}{1-b_{12}b_{21}} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix}^i \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix} \quad (2.10)$$

denklemini elde edilir. (2.10) numaralı denkleme ϕ_i dönüşümü uygulandığında

$$\phi_i = \frac{A_1^i}{1-b_{12}b_{21}} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ -b_{21} & 1 \end{bmatrix}$$

denklemin hareketli ortalama gösterimi;

$$\begin{bmatrix} Y_t \\ Z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{Y} \\ \bar{Z} \end{bmatrix} \sum_{i=0}^{\infty} \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{zt-i} \end{bmatrix}$$

şeklinde olur. Denklemin kapalı formu ise

$$X_t = \mu + \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i}$$

şeklinde dir. Hareketli ortalama gösterimi, Y_t ve Z_t serileri arasındaki ilişkiyi incelemek için ideal bir araçtır. ϕ_i katsayıları ise ε_{yt} ve ε_{zt} şoklarının Y_t ve Z_t serilerine olan etkilerini göstermektedir.

2.3. Markov Rejim Değişim Modeli

Doğrusal olmayan zaman serisi modellerinin son yıllarda iktisadi ve finansal zaman serilerinin analizinde çok sık bir şekilde kullanıldığı görülmektedir. Yapılan çalışmalarda öne çıkan doğrusal dışı modellere, eşik değer modelleri, yumuşak geçiş modelleri, Markov rejim değişim modelleri, yapay sinir ağları gibi modeller örnek olarak gösterilebilir. Bu modeller içerisinde Markov rejim değişim modelleri; hem rejim değişkeninin kesikli değerler alan

stokastik (rassal) bir Markov zinciri özelliğine sahip olması, hem de rejim geçiş olasılıklarının hesaplanabilmesine olanak tanınması nedeniyle diğer doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden ayrılmaktadır.¹

Literatürde rejim değişim modellerine ait ilk çalışmalar, Goldfeld & Quandt, (1973) ve Lindgren (1978) çalışmalarıdır. Zaman serileri bağlamında ise Hamilton (1989, 1990) tarafından yapılan çalışmalarla birlikte Markov rejim değişim modelleri ekonomik analizlerde yaygın bir şekilde kullanılmaya başlanmıştır. Ayrıca, Cecchetti, Lam ve Nelson (1990) tarafından hisse senedi getirilerine, Engel ve Hamilton (1990) tarafından ise döviz kurlarına yönelik çalışmalarda da Markov rejim değişim modelleri kullanılmıştır. Daha sonraki süreçte, Krolzig (1997, 1998, 2000, 2002) çalışmalarıyla Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) modellerini geliştirmiştir.

Birinci dereceden bir otoregresif model için tek bir Y_t değişkeni olarak tanımlanan süreç aşağıdaki gibi açıklanabilir.

$$Y_t = c + \Phi y_{t-1} + u_t \quad (2.11)$$

Burada, $u_t \sim N(0, \sigma^2)$ ve $t=1,2,3,\dots,T$ 'dir.

Eğer t_0 zamanında serinin ortalama düzeyinde anlamlı bir değişikliğin meydana geldiği biliniyorsa, bu seriyi t_0 zamanında önce ve sonra olarak iki ayrı denklem şeklinde analiz etmek, veri setinin küçülmesine ve istatistiksel açıdan bir etkinlik kaybına neden olacaktır (Türkmen, 2017: 112). Daha açık bir ifadeyle, t_0 ortalamada değişimin olduğu zamanı göstermek üzere, (1) no'lu modeli şu şekilde gösterebiliriz.

$$Y_t = c_1 + \Phi y_{t-1} + u_t, \quad t < t_0 \quad (2.12)$$

$$Y_t = c_2 + \Phi y_{t-1} + u_t, \quad t > t_0 \quad (2.13)$$

Bu etkinlik kaybının giderilebilmesi için, tüm gözlemlerin kullanıldığı ve aynı zamanda serinin farklı zaman noktalarındaki farklı davranış biçimlerini de yansıtabilen daha esnek ve daha geniş bir modelin kullanılması önerilmektedir (Hamilton, 2005: 1-2). Bu model ise şu şekilde gösterilebilir:

$$Y_t = c_{s_t} + \Phi y_{t-1} + u_t \quad (2.14)$$

¹ Burada, rejim ile anlatılmak istenen zaman serisi verilerinde farklılık gösteren alt serilerdir. Bu serilerde oluşan yapısal değişiklikler ise yapısal kırılmada olduğu gibi kesin ve sınırlı değildir (Çevik, 2012: 106).

Burada, eğer seri birinci rejimde bulunuyorsa $s_t = 1$, ikinci rejimde bulunuyorsa $s_t = 2$ değerini almaktadır. Böyle bir yapı, Markov Zinciri yardımıyla ele alınabilmektedir. Aynı zamanda bu yapı, Markov rejim değişim modellerinin de temelini oluşturur. Bu modeller, Markov zinciri aracılığıyla rejimler arasındaki değişimi belirlemek ve doğrudan gözlemlenemeyen s_t durum değişkeninin davranışını modelleyebilmek için kullanılmaktadır (Bildirici vd., 2010: 56-57). Ayrıca, Markov zinciri aracılığıyla rejimler arasındaki değişimi açıklamak için kullanılan Markov rejim değişim modelindeki her bir rejim, parçalı doğrusal otoregresif modellerden oluşmaktadır. Fakat bu süreç bütünüyle ele alındığı zaman doğrusal olmayan otoregresif modeller üretmektedir (Krolzig, 1997: 8; Büyükyılmaz, 2015: 12)

Markov süreçlerinin temel özelliği, belirli bir zaman diliminde çeşitli durumlarda bulunabilmeleri ve bu durumlar arasındaki geçiş olasılıklarının hesaplanabilmesidir. Stokastik süreç ise verilen bir sistemdeki durumun sabit veya tesadüfi zaman aralıklarında olasılıksal olarak değişebilmesidir. Buna göre, geçmişteki ve şimdiki faaliyetlerin olasılıklarından faydalanarak onların gelecekteki olasılıklarını belirlemek Markov analizinin temelini oluşturmaktadır (Öztürk, 2002: 739). Bu bağlamda Markov rejim değişim modeli, Markov zinciri aracılığıyla bir durumdan veya rejimden diğerine olan değişimi belirleyen stokastik süreci açıklamaktadır (Bildirici vd., 2010: 57).

s_t ; ($t=1,2,3, \dots, N$) tamsayı değeri alan ve doğrudan gözlemlenemeyen stokastik bir değişken olsun. Birinci dereceden bir Markov zinciri s_t 'nin şimdiki değerinin sadece s_{t-1} dönemine bağlı olduğunu varsayar.

$$Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) = Pr(s_t = j | s_{t-1} = i) = P_{ij}$$

Burada y_t , otoregresif katsayı Φ 'ye, kesim noktalarına c_1 ve c_2 'ye ve iki aşamalı geçiş olasılıkları p_{11} ve p_{22} 'ye bağlıdır. Ayrıca, y_t 'nin olasılık kuralları ile açıklanabilmesi için σ^2 'nin normal dağılması gerekmektedir (Büyükyılmaz, 2015: 15). Böyle bir süreç, geçiş olasılıkları P_{ij} ($i,j=1,2,3,\dots,N$) olan bir N durumlu Markov zinciri olarak tarif edilir. Burada P_{ij} durum i 'den durum j 'ye geçiş olasılığını ifade etmektedir ve durum i 'den diğer olası tüm durumlara geçiş olasılıkları toplamı 1'e eşittir. $P_{i1} + P_{i2} + \dots + P_{iN} = 1$. Bütün geçiş olasılıklarını ($N \times N$) boyutlu bir P geçiş olasılıkları matrisinde göstermek mümkündür (Hamilton, 1994: 679).

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \cdots & P_{1N} \\ P_{21} & P_{22} & \cdots & P_{2N} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{N1} & P_{N2} & \cdots & P_{NN} \end{bmatrix}$$

Yukarıda birinci dereceden N durumlu bir Markov zinciri tanımlanmaktadır. Bunun dışında, Markov zincirini daha yüksek dereceden modellemek de mümkündür. Birinci dereceden bir Markov zinciri bize mevcut gözlemin sadece bir önceki gözlemden etkilendiğini ve daha önceki gözlemlerden etkilendiğini söylemektedir. Fakat pratikte birçok değişken birden çok geçmiş değerden etkilenebilmektedir (Çam ve Kılıç, 2018: 686).

$$Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots) = Pr(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k) = P_{kij}$$

Yukarıdaki süreç, ikinci dereceden bir Markov zincirini göstermektedir. Burada, k iki dönem önce sistemin içinde bulunduğu durumu, i bir önceki dönemde sistemin içinde bulunduğu durumu ve j ise sistemin mevcut durumunu temsil etmektedir.

Ergodiklik, Markov zincirindeki P geçiş olasılıkları matrisinde, en büyük öz değer bir ve diğer bütün özdeğerlerin birden küçük olmasıdır ve bu şart altında rejimlerin durağan ya da koşullu olmayan olasılık dağılımları mevcuttur (Bozoklu, 2010: 61). İki rejimli Markov rejim değişim modeli için ergodik olasılıklar şu şekilde gösterilebilir.

$$Pr(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} \quad Pr(s_t = 2) = \frac{1 - p_{11}}{2 - p_{11} - p_{22}}$$

Burada, $Pr(s_t = 1)$ sürecin birinci rejimde bulunmasına ilişkin koşulsuz olasılığı gösterirken, $Pr(s_t = 2)$ sürecin ikinci rejimde bulunmasına ilişkin koşulsuz olasılığı göstermektedir (Hamilton, 1994: 683).

2.3.1. Markov Rejim Değişim Vektör Otoregresif Model (MS-VAR)²

Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) modeli, Hamilton (1989,1990) tarafından geliştirilen tek değişkenli Markov rejim değişim modelinin, Krolzig (1997) tarafından çok değişkenli olarak geliştirilmiş halidir. MS-VAR modeli, vektör otoregresif (VAR) modelinden farklı olarak, parametrelerin rejim ile birlikte değişebilmesine imkan tanımaktadır. Bu açıdan, MS-VAR modeli, p'inci dereceden basit sonlu bir VAR modelinin geliştirilmiş hali olarak değerlendirilebilir (Bozoklu, 2010: 56).

² MS-VAR modelinin anlatımında, Krolzig'in (1997, 1998, 2000) çalışmaları takip edilmiştir.

Krolzig'in (1997, 1998, 2000) çalışmalarından hareketle; veri üretme süreci gözlemsel denklemler olan (2.15) veya (2.16) ile tam olarak tarif edilemez. Bu nedenle, rejim üretme süreci için bir model formüle edilmesi gerekir. Bu formül veri setinden rejimlerin çıkarılmasını sağlar. Model için gözlemlenemeyen rejim $s_t \in \{1, \dots, M\}$ 'nin, geçiş olasılıkları ile yönetilen, kesikli stokastik bir Markov süreci olduğu varsayılmaktadır.

$$p_{ij} = Pr(s_{t+1} = j | s_t = i), \quad \sum_{j=1}^M P_{ij} = 1 \quad \forall i, j \in \{1, \dots, M\}$$

Başka bir ifadeyle, s_t durum değişkeni aşağıdaki P matrisiyle, M rejimli indirgenemez ve ergodik bir Markov süreci izlemektedir.

$$P = \begin{bmatrix} P_{11} & P_{12} & \dots & P_{1M} \\ P_{21} & P_{22} & \dots & P_{2M} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ P_{M1} & P_{M2} & \dots & P_{MM} \end{bmatrix}$$

P matrisi için $i = 1, 2, \dots, M$ için $p_{iM} = 1 - p_{i1} - \dots - p_{i,M-1}$ olur. MS-VAR modelleri ortalamanın rejime göre değiştiği MSM(M)-VAR(p) modeli ve sabit katsayının rejime göre değiştiği MSI(M)-VAR(p) modeli olarak iki ana kategoride incelenebilir. P dereceli ve M rejimli bir MSM(M)-VAR(p) modeli şu şekilde gösterilebilir:

$$y_t - \mu(s_t) = A_1(s_t)(y_{t-1} - \mu(s_{t-1})) + \dots + A_p(s_t)(y_{t-p} - \mu(s_{t-p})) + u_t \quad (2.15)$$

Burada, $u_t \sim NID(0, \sigma_{(s_t)}^2)$ ve $\mu(s_t), A_1(s_t), \dots, A_p(s_t), \sigma_{(s_t)}^2$; $\mu, A_1, \dots, A_p, \sigma^2$ parametrelerinin, gerçekleşen s_t rejimi üzerindeki bağımlılığını tanımlayan parametre değişim fonksiyonlarıdır.

$$\mu(s_t) = \begin{cases} \mu_1 & \text{eğer } s_t = 1 \text{ ise} \\ \vdots & \\ \mu_M & \text{eğer } s_t = M \text{ ise} \end{cases}$$

Denklem (2.15)'deki ortalamanın rejime göre değiştiği MSM(M)-VAR(p) modeli için rejimde bir değişim gerçekleştiğinde, süreç ortalamasında da ani bir sıçrama söz konusu olmaktadır. Ortalamayı içeren MSM modellerinde rejimler arası geçiş daha keskin, sabiti içeren MSI modellerinde rejimler arasında daha yumuşak bir geçiş gözlemlenmektedir. Rejimin sabit terime göre değiştiği MSI(M)-VAR(p) modeli ise şu şekilde gösterilebilir:

$$y_t = v(s_t) + A_1(s_t)y_{t-1} + \dots + A_p(s_t)y_{t-p} + u_t \quad (2.16)$$

MS-VAR modelinin en genel gösteriminde, otoregresyon parametrelerinin tümü, her bir rejim m VAR(p) için, parametreler $v(m)$ veya $\mu(m)$; $\sigma_m^2, A_{1m}, \dots, A_{jm}, m = 1, \dots, M$ olacak şekilde bir Markov zinciri aracılığıyla rejim değişkeni s_t 'ye bağlı olarak gösterilir.

$$y_t = \begin{cases} v_1 + A_{11}y_{t-1} + \dots + A_{p1}y_{t-p} + \sigma_1 u_t & \text{eğer } s_t = 1 \text{ ise} \\ \vdots \\ v_M + A_{1M}y_{t-1} + \dots + A_{pM}y_{t-p} + \sigma_M u_t & \text{eğer } s_t = M \text{ ise} \end{cases}$$

Burada, $u_t \sim NID(0, I_K)$ 'dir.

Krolzig (1997 ve 1998)'in yaklaşımına göre farklı MS-VAR modelleri tablo 1'de gösterilmiştir. Tabloda yer alan M, ortalamayı; I, sabiti; A, otoregresif parametreleri; H, heteroskedastisiteyi (değişen varyans); μ , ortalamayı; v, sabit terimi; A_j , modeldeki gecikmeli değişkenlerin katsayı matrisini ve σ^2 , varyansı ifade etmektedir.

Tablo 2.1. MS-VAR Modelleri

		MSM	MSI		
		μ değişken	μ sabit	v değişken	v sabit
Aj sabit	σ^2 sabit	MSM-VAR	Doğrusal MVAR	MSI-VAR	Doğrusal VAR
	σ^2 değişken	MSMH-VAR	MSH- MVAR	MSIH-VAR	MSH-VAR
Aj değişken	σ^2 sabit	MSMA-VAR	MSA- MVAR	MSIA-VAR	MSA-VAR
	σ^2 değişken	MSMAH- VAR	MSAH- MVAR	MSIAH- VAR	MSAH- VAR

Kaynak: Krolzig (1997, 1998)

Ampirik uygulamalar için, sadece bazı parametrelerin Markov zinciri rejimine dayandırıldığı bir modelin kullanılması daha faydalı olabilirken, diğer parametreler rejimden bağımsız olarak bırakılabilir. MS-VAR modelleri; otoregresif parametrelerin, ortalamanın veya sabit terimlerin rejimle birlikte değiştiği ve hata teriminin sabit veya değişen varyanslı olduğu modeller olarak türetilir. Birçok durumda, MSI(M)-VAR(p) ve MSM(M)-VAR(p) modelleri yeterli olacağından rejime bağlı bir kovaryans yapısı ise ek bir özellik olarak kabul edilebilmektedir.

Tüm parametrelerin rejimle birlikte değiştiği MSIAH-VAR modelinin gelen formu aşağıdaki gibi gösterilebilir (Droumaguet, 2012: 5).

$$y_t = \begin{cases} v_{01} + \sum_{i=1}^p A_{i1} y_{t-i} + \sigma_1^2 u_t \\ \vdots \\ v_{0M} + \sum_{i=1}^p A_{iM} y_{t-i} + \sigma_M^2 u_t \end{cases}, u_t \sim NID(0, I_K)$$

Bu modelde, rejime göre değişen sabit terimler (v_{01}, \dots, v_{0M}), otoregresif katsayılar (A_{i1}, \dots, A_{iM}) ve rejime göre değişen varyans kovaryans matrisi ($\sigma_1^2, \dots, \sigma_M^2$) şeklinde gösterilmektedir. Ayrıca, otoregresif parametrelerdeki değişim (Ehrmann vd., 2003) tarafından rejime bağlı etki tepki analizinde kullanılmıştır.

Veri olarak alınan bir rejim olan s_t ve gecikmeli içsel değişkenler için $Y_{t-1} = (y'_{t-1}, y'_{t-2}, \dots, y'_1, y'_0, \dots, y'_{1-p})'$ nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu $p(y_t | s_t, Y_{t-1})$ ile gösterilir. (2.15) ve (2.16) numaralı denklemlerde hata terimi u_t 'nin normal dağıldığını varsayarsak $\bar{y}_{mt} = E[y_t | s_t, Y_{t-1}]$ 'in m rejiminde y_t 'nin koşullu beklentisi olduğu durum:

$$p(y_t | s_t = i_m, Y_{t-1}) = \ln(2\pi)^{-1/2} \ln|\sigma_m^2|^{-1/2} \exp\{(y_t - \bar{y}_{mt})' \sigma_m^{-2} (y_t - \bar{y}_{mt})\}$$

şeklinde gösterilebilir. Burada, y_t 'nin s_t 'deki koşullu yoğunluğu, denklem (2.1) ve (2.2)'de tanımlanmış olan VAR modelindeki gibi normaldir. Böylece,

$$y_t | s_t = m, Y_{t-1} \sim NIID(\bar{y}_{mt}, \sigma_m^2)$$

olduğunda \bar{y}_{mt} koşullu ortalamaları ve \bar{y}_t vektörü MSI modelindeki gibi gösterilebilir:

$$\bar{y}_t = \begin{bmatrix} \bar{y}_{1t} \\ \vdots \\ \bar{y}_{Mt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} v_1 + \sum_{j=1}^p A_{1j} y_{t-j} \\ \vdots \\ v_M + \sum_{j=1}^p A_{Mj} y_{t-j} \end{bmatrix}$$

t-1 zamanındaki bilgi setinde sadece örneklem gözlemlerinin, Y_{t-1} 'de toplanan örneklem öncesi değerlerini ve s_{t-1} 'e kadar Markov zinciri olan rejimleri içerdiğini varsayarsak, y_t 'nin koşullu yoğunluğu normal değerlerin bir karışımıdır.

$$\begin{aligned}
& p(y_t | s_{t-1} = i, Y_{t-1}) \\
&= \sum_{m=1}^M p(y_t | s_{t-1}, Y_{t-1}) Pr(s_t = m | s_{t-1} = i) \\
&= \sum_{m=1}^M \sum_{i=1}^M p_{im} (\ln(2\pi))^{-1/2} \ln|\sigma_m^2|^{-1/2} \exp\{(y_t - \bar{y}_{mt})' \sigma_m^2^{-1} (y_t - \bar{y}_{mt})\} \quad (2.17)
\end{aligned}$$

Markov zincirinin oluşması ile ilgili bilgiler ξ_t vektöründe toplandığında,

$$\xi_t = \begin{bmatrix} I(s_t = 1) \\ \vdots \\ I(s_t = M) \end{bmatrix}$$

ikili değişkenlerden oluşan $I(s_t = m)$ gösterge fonksiyonu şu şekilde tanımlanır:

$$I(s_t = m) = \begin{cases} 1 & \text{eğer } s_t = m \text{ ise,} \\ 0 & \text{aksi takdirde.} \end{cases}$$

burada, $M = [\mu_1, \dots, \mu_M]$ iken $\mu(s_t) = \sum_{m=1}^M \mu_m I(s_t = m) = M\xi_t$ olur. Böylece, ξ_t sistemin gözlemlenmemiş durumunu (rejimini) gösterir. Benzer şekilde, s_t 'ye koşullu y_t 'nin ve Y_{t-1} 'in yoğunlukları η_t vektöründe toplanabilir:

$$\eta_t = \begin{bmatrix} p(y_t | \xi_t = 1, Y_{t-1}) \\ \vdots \\ p(y_t | \xi_t = M, Y_{t-1}) \end{bmatrix}$$

böylece denklem (2.17) aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$p(y_t | \xi_{t-1}, Y_{t-1}) = \eta_t' P' \xi_{t-1}$$

Rejimin gözlemlenemediği varsayımı altında, t-1 zamanında elde edilebilen ve t zamanına kadar gözlemlenebilen zaman serilerinin ve gözlemlenemeyen rejim vektörü ξ_t 'nin $Pr(\xi_t | Y_T)$ ile değiştirilmesi gerekmektedir. Y_T veri iken m rejim cinsinden olma olasılıkları $\xi_{mt|T}$ olarak belirtilir ve $\hat{\xi}_{t|T}$ vektöründe toplanır:

$$\hat{\xi}_{t|T} = \begin{bmatrix} Pr(s_t = 1 | Y_T) \\ \vdots \\ Pr(s_t = M | Y_T) \end{bmatrix}$$

Bu durum iki farklı yoruma izin vermektedir. İlk olarak $\hat{\xi}_{t|T}$, Y_T veriyken ξ_t 'nin kesikli koşullu dağılımını gösterir. İkinci olarak ise $\hat{\xi}_{t|T}$, Y_T veriyken ξ_t 'nin koşullu ortalamasına eşittir. Bunun nedeni, $E[\xi_{mt}] = Pr(\xi_{mt} = 1) = Pr(s_t = m)$ için ξ_t 'nin ikili değerinden kaynaklanmaktadır.

Böyle bir yapıda Y_{t-1} için y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu:

$$\begin{aligned}
p(y_t|Y_{t-1}) &= \int p(y_t, \xi_{t-1}|Y_{t-1})d\xi_{t-1} \\
&= \int p(y_t|\xi_{t-1}, Y_{t-1}) Pr(\xi_{t-1}|Y_{t-1})d\xi_{t-1} \quad (2.18) \\
&= \eta_t' \mathbf{P}' \hat{\xi}_{t-1|t-1},
\end{aligned}$$

şeklinde gösterilir. Burada, $\int f(x, \xi_t)d\xi_t = \sum_{m=1}^M f(x, \xi_t = i_m)$ ξ_t 'nin olası tüm değerleri üzerinde bir toplamayı ifade eder.

Denklem (2.18)'deki gibi tek bir gözlemden oluşan y_t 'nin koşullu olasılık yoğunluk fonksiyonu, bir örneklemin koşullu olasılık yoğunluğu olarak benzer şekilde türetilir.³

Örnekleme öncesi Y_0 değeri için, $Y \equiv Y_T$ 'nin yoğunluğu rejimlere (ξ) bağlı olarak belirlenebilmektedir:

$$p(Y|\xi) = \prod_{t=1}^T p(y_t|\xi_t, Y_{t-1})$$

Böylece, gözlemler ve rejimler için ortak bir olasılık dağılımı şu şekilde hesaplanabilmektedir:

$$p(Y, \xi) = p(Y|\xi) Pr(\xi) = \prod_{t=1}^T p(y_t|\xi_t, Y_{t-1}) \prod_{t=2}^T Pr(\xi_t|\xi_{t-1}) Pr(\xi_1)$$

Sonuç olarak, Y 'nin koşulsuz yoğunluğu, marjinal yoğunluğu şeklinde ifade edilebilir:

$$p(Y) = \int p(Y, \xi) d\xi$$

Bir MS-VAR modelinde, olabilirlik fonksiyonunun maksimizasyonu, otokorelasyon parametrelerinin, gözlemlenemeyen rejimlerin ve Markov zincirini yöneten geçiş olasılıklarının tahminlerini elde etmek için, yinelemeli (tekrarlamalı) bir tahmin tekniği gerekmektedir. Bunun için en uygun yöntem, Maksimumu olabilirlik (ML) yöntemi ve Dempster, Laird ve Rubin (1997) tarafından geliştirilen ancak Markov rejim değişim modellerine uygulanması Hamilton (1990) tarafından gerçekleştirilen Beklenti Maksimizasyonu (EM) algoritması yöntemidir. EM algoritması, eksik gözlemler veya gözlemlenemeyen değişkenli modellerin, olabilirlik fonksiyonunu maksimize eden bir yöntemdir. Bu yöntem, gizli verilerin ilk değerlerinin

³ Daha ayrıntılı bilgi için bakınız: Krolzig (1997, syf 6)

tahminiyle başlamakta ve yinelemeli olarak gözlemlenmiş verilerin olasılığını arttıran yeni bir ortak dağılım oluşturmaktadır (Bozoklu, 2010: 67-68). EM algoritmasına alternatif olarak, Monte Carlo yöntemi de MS-VAR modelinin tahmininde kullanılabilir (Kim ve Nelson, 1999).

2.3.1.1. MS-VAR Modelinde Etki Tepki Analizi

MS-VAR modellerinde; ortalamalar, sabitler, otoregresif parametreler ve varyans kovaryans matrislerinin bir kısmı veya tümü rejime bağlı olarak değişebildiği için, tahmin edilmesi gereken parametre sayısının fazla olması, hem de parametrelerin yorumlanmasının zor olması nedeniyle etki tepki analizleri kullanılmaktadır (Türkmen, 2017: 127). Bu modeller için yapılan etki tepki analizlerinde farklı rejimlerin bulunmasından dolayı geleneksel VAR modellerindeki gibi tek bir etki tepki analizi yerine, her rejim için ayrı etki tepki analizlerinin yapılması gerekmektedir.

Ehrmann, vd. (2001, 2003) çalışmalarında MS-VAR modellerinde, rejime bağlı etki tepki fonksiyonu kavramını ortaya koymuşlardır. MS-VAR modellerinin yapısı gereği her bir rejim için ayrı bir etki tepki fonksiyonu tanımlanmaktadır ve bu rejime bağlı etki tepki fonksiyonlarının karşılaştırılması ile değişkenlere ait asimetriler ortaya çıkabilmekte ve aynı zamanda her bir rejim için otoregresif parametre, varyans ve kovaryans bilgisi özetlenebilmektedir (Türkmen, 2017: 128). Ayrıca rejime bağlı etki tepki fonksiyonları, modelin rejim içerisindeki hata terimi ile endojen değişkenleri arasındaki ilişkiyi ortaya koymaktadır. Bir başka deyişle farklı rejimlerdeki şoklar için her bir değişkenin tepkisini göstermektedir. Bu tepkiler hata terimlerine uygulanan bir standart sapmalı şok ile elde edilmektedir (Fujiwara, 2004: 10). Yani modelin sisteminin t anında s_t durumunda olduğunun ve uygulanan şokun yayılma sürecinde aynı rejimde kalacağı varsayımı altında hareket edilerek her bir rejimin şoka olan tepkisi hesaplanmaktadır. Bu yaklaşıma göre MS-VAR modeli, M tane rejimde K tane hata terimine ve K tane değişkenin reaksiyonuna karşılık gelen MK^2 tane rejime bağlı etki tepki fonksiyonunu içermektedir. Denklem (2.19)'da ki eşitlik rejime bağlı bir etki tepki fonksiyonu için; rejim i 'ye koşullu t zamanındaki k 'nci hataya, bir standart sapmalı şok uygulandığında $t + h$ zamanındaki endojen değişkenlerin tepkisini $\theta_{ki,1}, \dots, \theta_{ki,h}$ serisi göstermektedir (Ehrmann, vd. 2003: 297-298).

$$\left. \frac{\partial E y_{t+h}}{\partial u_{k,t}} \right|_{s_t = \dots = s_{t+h} = i} = \theta_{ki,h}, \quad h \geq 0 \quad (2.19)$$

MS-VAR modelleri için geliştirilen bir diğer etki tepki analizi ise; Krolzig ve Toro (1999) ve Krolzig (2006) tarafından geliştirilen genelleştirilmiş etki tepki analizidir. Krolzig

(2006) çalışmasında, etki tepki fonksiyonlarını Koop vd. (1996)'nin çalışmalarında doğrusal olmayan modeller için tanımladıkları GIR etki tepki fonksiyonundan hareketle, sürecin tüm geçmiş değerleri yerine sadece y_t ve u_t 'nin cari değerine bağlı olarak ifade etmektedir. Ayrıca, Ehrmann, vd. (2001, 2003) çalışmalarını her bir rejim için etki tepki fonksiyonu elde edilmesine karşın, rejim değişimiyle ilgili Markov özelliğinin ihmal edilmiş olmasından dolayı eleştirmektedir.

Herhangi bir h periyodu için uygulanmakta olan bir şok karşısında, sistemin vermiş olduğu tepkiler Krolzig'e göre genelleştirilmiş etki tepki analiziyle denklem (2.20)'de şu şekilde gösterilmektedir.

$$IR_{\nabla u}(h) = E[y_{t+h}|\xi_t, u_t + \nabla u; Y_{t-1}] - E[y_{t+h}|\xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (2.20)$$

Denklemdaki ∇u , t zamanında oluşan şoku göstermek üzere, aşağıdaki denklemden de görüleceği gibi tepkiler şokun büyüklüğü ve işareti ile orantılıdır.

$$IR_{\nabla u}(h) = \frac{\partial E[y_{t+h}|\xi_t, u_t; Y_{t-1}]}{\partial u_{kt}}$$

Buradaki yaklaşımda, klasik etki tepki fonksiyonlarından farklı olarak sistemin rejim değişimlerine izin verdiği dinamik bir analiz geliştirilerek, rejimlerdeki değişimlere verilen tepkiler denklemden (2.21)'deki gibi genelleştirilmiş etki tepki kavramıyla ele alınmaktadır.

$$IR_{\nabla \xi}(h) = E[y_{t+h}|\xi_t + \nabla \xi, u_t; Y_{t-1}] - E[y_{t+h}|\xi_t, u_t; Y_{t-1}] \quad (2.21)$$

Denklemdaki $\nabla \xi$, t zamanında oluşan rejimdeki değişimi göstermektedir. Ayrıca bu analizdeki rejim değişikliklerinin, ekonomik konjonktürel dalgalanmaların dönüm noktalarını belirttiği varsayılmaktadır (Krolzig, 2006: 3).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

FAİZ ORANI KANALININ TÜRKİYE EKONOMİSİ AÇISINDAN İNCELENMESİ

3.1. Ekonometrik Analiz ve Amacı

Bu bölümde, faiz oranı kanalının çalışma şekli Türkiye ekonomisi açısından değerlendirilmek için, çalışmanın amacı doğrultusunda öncelikle VAR yöntemiyle model tahmin edilmiş ve VAR modelinden elde edilen etki tepki analizleri yorumlanmıştır. Daha sonra MS-VAR yöntemi kullanılarak model bir kez daha tahmin edilmiş ve MS-VAR modelinden elde edilen etki tepki analizleri de yorumlanmıştır. İki farklı ekonometrik yöntem kullanılarak elde edilen sonuçlar, ilgili literatür dikkate alınarak karşılaştırılmış ve değerlendirilmiştir. Çalışmanın sonuç bölümünde ise faiz oranı kanalının teoriye uygun bir şekilde çalışıp çalışmadığı Türkiye ekonomisi açısından değerlendirilerek, ekonometrik analizlerin sonuçları doğrultusunda açıklanmıştır. Ayrıca bu çalışmada kullanılan ekonometrik analizlerle literatüre katkı sağlamak amaçlanmıştır.

3.2. Literatür Taraması

Parasal aktarım mekanizmalarıyla ilgili yapılan ampirik çalışmaların, Sims (1980) tarafından geliştirilen vektör otoregresif (VAR) modelinin kullanımıyla birlikte hız kazandığı görülmektedir. Yapılan ilk çalışmalar, Keynesyen parasal aktarım kanalı olan geleneksel faiz oranı kanalı üzerinde yoğunlaşmıştır (Akdeniz ve Çatık, 2019: 75). Son yıllarda ise dünyada küreselleşen finansal piyasaların etkisiyle, ülkelerin uyguladığı para politikaları diğer ülkeleri de etkileyebilmektedir. Ayrıca, aktarım kanallarının etkinliği ve çalışma şekli ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre de değişebilmektedir. Bu nedenle, literatür taramasında Türkiye ekonomisi için yapılan çalışmaların yanı sıra yabancı ülke ekonomileri için yapılan ampirik çalışmalara da yer verilmiştir.

Türkiye ekonomisinde, parasal aktarım mekanizmalarının işleyişini inceleyen birçok çalışma bulunmaktadır. Literatüre bakıldığında, yapılan çalışmaların büyük bir kısmında doğrusal modeller kullanılmış ve Türkiye’de faiz oranı kanalının çalıştığı yönünde sonuçlara ulaşılmıştır. Bu çalışmalardan bazıları, Kasapoğlu (2007), Erdoğan ve Yıldırım (2009), Büyükkakın, Bozkurt ve Cengiz (2009), Örnek (2009), Doğan (2012), Arabacı ve Baştürk

(2013)'dür. Ayrıca, son yıllarda az sayıda çalışmada, doğrusal olmayan modellerin de kullanıldığı görülmektedir. Bu çalışmalar ise, Çatık ve Karaçuka (2012), Çatık ve Martin (2012), Saraç ve Uçan (2013), Akdeniz ve Çatık (2019) tarafından yapılan çalışmalardır.

Uluslararası literatürde ise parasal aktarım mekanizmalarıyla ilgili doğrusal olmayan modellerin kullanıldığı birçok ampirik çalışma bulunmaktadır. Bunlardan, Markov rejim değişim modeli kullanılarak yapılan bazı çalışmalar ise şu şekildedir; Nagayasu (2007), MS-VAR ve VECM modellerini kullanarak Japonya'da döviz kuru kanalının işleyişini incelemiştir. Bordon ve Weber (2010), Ermenistan'da parasal aktarım mekanizmaları üzerinden, para politikasının etkinliğini MS-VAR modelini kullanarak analiz etmişlerdir. Khemiri ve Ali (2012), Tunus'ta döviz kuru geçişinin enflasyon üzerindeki etkisini, Markov rejim değişim modeli ile incelemiştir. Chowdhury ve Maclennan (2014), parasal aktarım kanallarının İngiltere'deki konut fiyatları üzerinde asimetrik etkisini MS-VAR modeli ile analiz etmişlerdir. Lange (2017) ise Kanada'da parasal aktarım ve enflasyon hedeflemesi rejimini MS-VAR modelini kullanarak incelemiştir.

Kasapoğlu (2007) çalışmasında, parasal aktarım mekanizması kanallarını işleyiş sürecini VAR modelini kullanarak incelemiştir. Ocak 1990 – Temmuz 2006 dönemini kapsayan çalışmadan elde edilen sonuçlar; Türkiye'de geleneksel faiz oranı kanalının çalıştığını göstermektedir. Döviz kuru kanalının ise reel aktivite üzerinde etkili olmamasına karşın, fiyatlar genel seviyesi üzerinde etkili olduğu belirlenmiştir.

Nagayasu (2007) 1970:Q1 – 2003:Q1 dönemi için üçer aylık veriler kullanarak, Japonya'da döviz kuru kanalının işleyişini, Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) modeli ve vektör hata düzeltme modeli (VECM) ile analiz etmiştir. Nagayasu çalışmasında, Japon ekonomisinin likidite tuzağından çıkarılabilmesi için ulusal paranın değerinin düşürülmesi gerektiğini savunmaktadır. Ancak, ulusal paranın değerindeki azalmanın, ekonomik büyümeyi arttıracığı görüşünü destekleyen bir bulgu elde edilememiştir.

Erdoğan ve Yıldırım (2009)'ın 1995:01 – 2007:09 dönemini için yaptıkları çalışmada, parasal aktarım mekanizmasının faiz oranı kanalını, vektör otoregresif (VAR) modeli ile analiz etmişlerdir. Elde edilen analiz sonuçlarında; faiz kanalının etkin olarak çalıştığı ancak kısa vadeli faiz oranlarındaki bir değişimin, yatırım harcamaları ve dayanıklı tüketim malı harcamaları üzerindeki etkisinin kısa süreli olduğunu belirtmişlerdir.

Büyükakın, Bozkurt ve Cengiz (2009) çalışmalarında, faiz oranı kanalını Granger nedensellik testini ve Toda-Yamamoto yöntemini kullanarak analiz etmişlerdir. 1990:01 –

2007:09 dönemine ait aylık verilerin kullanıldığı çalışmada, Granger nedensellik testi ve Toda-Yamamoto yöntemi sonuçlarına göre, faiz oranı ile enflasyon ve faiz oranı ile sabit sermaye yatırımları arasında karşılıklı bir nedensellik ilişkisi tespit edilmiştir. Ayrıca, faiz oranının enflasyon üzerinde doğrudan, sermaye yatırımları üzerinde ise dolaylı bir etkiye sahip olduğunu belirtmişlerdir.

Örnek (2009) çalışmasında, VAR modeli kapsamında etki-tepki fonksiyonlarını ve varyans ayrıştırma analizini kullanılarak, 1990 – 2006 dönemi için çeyrek dönemlik veriler ile parasal aktarım mekanizması kanallarının etkinliğini incelemiştir. Çalışmadan elde edilen sonuçlara göre Türkiye’de, faiz oranı kanalının ve döviz kuru kanalının etkin bir şekilde çalıştığı, fakat hisse senedi kanalı ile banka kredi kanalının çalışmadığı yönündedir. Ayrıca çalışmasında, geleneksel faiz oranı kanalının, paranın reel ekonomiye aktarımında en etkili kanal olduğunu belirtmiştir.

Bordon ve Weber (2010) tarafından yapılan çalışmada, 2006 yılında enflasyon hedeflemesinin uygulanmaya başlandığı Ermenistan’da, para politikasının etkinliğini parasal aktarım mekanizmaları üzerinden, MS-VAR modeli kullanılarak analiz edilmiştir. Çalışmanın ampirik analiz sonuçlarına göre, enflasyon hedeflemesinin uygulanmaya başlandığı dönemde yapısal bir kırılmanın varlığı tespit edilmiştir. Ayrıca, bu analize bir eşik değişken eklenerek model tekrardan tahmin edildiğinde elde edilen sonuçlar, ekonomideki azalan dolarizasyon seviyelerinin, para politikasının etkinliğinin artmasında önemli bir etken olduğunu göstermektedir.

Doğan (2012) yaptığı çalışmada, faiz oranı kanalının Türkiye ekonomisi açısından işleyişini, vektör otoregresif (VAR) modeli ile analiz etmiştir. Yapılan çalışma, 2000 – 2011 yılları arasındaki çeyrek dönemlik verilerden oluşmaktadır. Çalışmanın ampirik analiz sonuçlarında, faiz oranı kanalının teoriye uygun bir şekilde çalıştığı belirtilmiştir.

Khemiri ve Ali (2012) yaptıkları çalışmada, 2001 – 2009 dönemi için Tunus’ta döviz kuru geçişinin enflasyon üzerindeki etkisini, Markov rejim değişim modeli ile incelemişlerdir. Modelde, enflasyon için iki ayrı rejim tanımlanmıştır: düşük geçiş seviyesiyle ilişkili düşük ve istikrarlı bir enflasyon rejimi ve yüksek geçiş seviyesiyle ilişkili yüksek enflasyon rejimi. Analiz sonuçlarına göre, faiz oranlarındaki artış enflasyonu düşürmektedir. Ayrıca, sanayi üretim endeksi ve ithalat yüksek bir enflasyon rejiminde kalma olasılığını artırırken, ihracat ise düşük enflasyon rejiminde kalma olasılığını arttırmaktadır.

Çatık ve Karaçuka (2012) yaptıkları çalışmada, Türkiye’de kredi kanalının işleyişini 1986:1 – 2009:10 dönemini kapsayacak şekilde aylık veriler kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmada, Eşik VAR (Threshold – VAR) modelinden yararlanarak elde edilen sonuçlar, geleneksel faiz oranı kanalının yalnızca enflasyon hedeflemesi sonrasındaki dönem için geçerli olduğunu göstermektedir. Ayrıca, bankalararası faiz oranı, ekonomik aktivite üzerindeki etkisi açısından, en etkin para politikası değişkeni olarak bulunmuştur. Kredi şoklarının ekonomik aktivite ve fiyatlar genel seviyesi üzerinde önemli etkilerinin olmasına karşın, söz konusu etkinin düşük enflasyon dönemlerinde oldukça sınırlı kaldığı belirlenmiştir.

Çatık ve Martin (2012) yaptıkları çalışmada, Türkiye’de 2000’li yılların başındaki para politikasında yaşanan kötü reformları dikkate alarak, parasal aktarım mekanizmasındaki değişimleri, Eşik VAR (Threshold – VAR) modeli kullanılarak incelemektedir. Çalışmadan elde edilen bulgularda, 2003 yılının 4. ayının öncesini ve sonrasını kapsayan iki ayrı rejim olduğu tespit edilmiştir. Reform öncesi dönemin karakteristik özellikleri; yüksek enflasyon, pasif para politikası ve şoklara verilen kalıcı tepkiler iken, reform sonrası dönemin özellikleri ise; düşük enflasyon, aktif ve güvenilir bir para politikası ve şoklara verilen daha az kalıcı tepkilerdir.

Arabacı ve Baştürk (2013) tarafından yapılan çalışmada, 2001:05 – 2008:05 döneminde faiz oranının kanalının etkinliği, VAR modeli ve Ayrık Örneklem Chow testi ile analiz edilmiştir. Çalışmadan elde edilen analiz sonuçlarına göre faiz oranı kanalının 2004 sonrası dönemde daha kalıcı etkilere sahip olduğunun ve mali baskınlığın büyük ölçüde azaldığı 2004 öncesi döneme göre, 2004 sonrası dönemde faiz kanalının daha etkin bir şekilde çalıştığı yönündedir.

Saraç ve Uçan (2013) çalışmalarında, 1990:1 – 2011:3 dönemi için üçer aylık verileri kullanarak, Türkiye ekonomisinde enflasyon hedeflemesinin faiz kanalı üzerindeki etkisini, Markov rejim değişim modeli ve Kalman filtresi yöntemi ile analiz etmişlerdir. Çalışmanın sonuçlarına göre, enflasyon hedeflemesi rejiminin, enflasyon oranını düşürmesinin yanı sıra faiz oranı kanalının performansının artmasında da etkili olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bir başka deyişle, enflasyon hedeflemesi rejimiyle birlikte faiz oranı kanalının etkinliği artmıştır.

Chowdhury ve Maclennan (2014) yaptıkları çalışmada, parasal aktarım kanallarının İngiltere’deki konut fiyatları üzerinde asimetric bir etkisinin olup olmadığını, Markov rejim değişim otoregresif (MS-VAR) modeli kullanarak analiz etmişlerdir. Çalışmadan elde edilen sonuçlar, geleneksel para politikasının konut fiyatları üzerindeki etkisinin ekonominin genişleme ve daralma dönemlerinde önemli ölçüde değiştiğini göstermektedir.

Özcan (2016) yaptığı çalışmada, Türkiye’de para politikası ile reel ekonomi arasındaki etkileşimi ve parasal aktarım kanallarından hangilerinin etkin bir şekilde çalıştığını araştırmıştır. Çalışmasında, 1990:Q1 – 2008:Q2 dönemi için VAR modelini oluşturmuş ve etki tepki fonksiyonları ile varyans ayrıştırması yöntemini kullanmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, Türkiye’de geleneksel faiz oranı kanalı çalışmaktadır ve döviz kuru kanalı, reel faaliyetler üzerinde etkili değilken fiyatlar genel seviyesi üzerinde etkilidir.

Uğur, Sancar ve Polat (2016) çalışmalarında, 1998:Q1 - 2015:Q1 dönemi için VAR modelini ve etki tepki fonksiyonlarını kullanarak, parasal aktarım mekanizması kanallarını analiz etmişlerdir. Ulaştıkları bulgular ise, para arzı, faiz oranı, döviz kuru, hisse senedi fiyatları ve banka kredilerinin sanayi üretim endeksi ve enflasyon üzerinde etkili olduğunu göstermektedir. Bununla birlikte, Türkiye’de ilgili zaman aralığında parasal aktarım mekanizmasının tüm kanallarının kısa dönemde işlediği sonucuna ulaşılmıştır.

Lange (2017) yaptığı çalışmada, Kanada için son 40 yıldaki parasal aktarım ve enflasyon hedeflemesi rejimini, Markov rejim değişim vektör otoregresif (MS-VAR) modelini kullanarak incelemiştir. Lange, çalışmasında üç rejimli bir model tahmin ederek, rejimler için etki tepki analizleri yapmıştır. Analiz sonuçlarına göre, Kanada ekonomisinde parasal aktarım mekanizmasındaki yeniliğin, enflasyon üzerinde etkili olduğunu göstermektedir.

Demir (2018) yaptığı çalışmada, 2006:M1 – 2018:M3 dönemi için aylık verileri kullanarak, Johansen Eşbütünleşme testi ve ARDL sınır testi ile faiz oranı kanalının reel ekonomi ve enflasyon üzerindeki etkilerini incelemiştir. Analiz sonuçlarına göre, Türkiye’de kısa vadeli ve reel uzun vadeli faiz oranları ile enflasyon arasında ilişkinin olduğu fakat, faiz oranı kanalının reel ekonomi üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı tespit edilmiştir.

Akdeniz ve Çatık (2019) çalışmalarında, parasal aktarım mekanizmalarının Türkiye açısından işleyişini, finansal koşulların rolünü dikkate alarak incelemiştir. Çalışmada, parasal değişkenlerin ve finansal koşulların fiyatlar ve ekonomik aktivite üzerindeki etkileri TVP-VAR modelinden yararlanılarak elde edilen etki tepki fonksiyonlarıyla analiz edilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre, parasal aktarım mekanizmalarının işleyişi zaman içinde değişiklik göstermektedir. Ayrıca, Türkiye ekonomisinin açık enflasyon hedeflemesi rejimine geçişiyle birlikte fiyatların faiz oranı şokuna negatif ve anlamlı bir tepki vermesi, faiz oranı kanalının etkin bir şekilde çalıştığını göstermektedir.

3.3. Veri Seti

Çalışmada 01.2007 – 12.2018 tarihleri arasındaki aylık veriler kullanılarak Türkiye’de faiz oranı kanalının işleyişi analiz edilmiştir. Çalışmada kullanılan değişkenlere ait bilgiler ise tablo 3.1’de verilmiştir. Para politikasının, fiyatlar genel düzeyi üzerindeki etkisini göstermek için enflasyon oranı olarak aylık tüketici fiyat endeksi kullanılmıştır. Söz konusu seri önce mevsimsellikten arındırılmış ve daha sonra $(y_t - y_{t-12})/(y_{t-12})$ formülü kullanılarak bir önceki yılın aynı ayına göre değişimi elde edilerek yıllık büyüme oranı hesaplanmıştır. Para politikasında meydana gelen değişikliklerin, reel çıktı miktarı üzerindeki etkisini göstermek üzere gayri safi yurtiçi hasıla yerine aylık olarak hesaplanan sanayi üretim endeksi, mevsim ve takvim etkisinden arındırılmış bir şekilde logaritması alınarak analizde kullanılmıştır. Çalışmada uzun vadeli faiz oranlarını göstermek için, devlet iç borçlanma senetleri faiz oranı modele dahil edilmiştir. Ayrıca faiz oranı kanalının reel ekonomi üzerindeki etkisinin ölçülebilmesi için uzun vadeli faiz oranı değişkeni enflasyondan arındırılarak reel hale getirilmiştir. Son olarak ise para politikasında meydana gelen bir değişimi gösteren para politikası faiz oranı modele eklenmiştir.

Tablo 3.1. Modelde Kullanılan Değişkenler

Değişkenler	Açıklama	Kaynaklar
ENF	Tüketici Fiyat Endeksi aylık değişim (%) (2003=100)	TÜİK
SÜE	Sanayi Üretim Endeksi aylık değişim (2015=100)	TCMB
RUVFO	Uzun Vadeli Faiz Oranı aylık değişim (%) (Devlet iç borçlanma senetleri faiz oranı)	EUROSTAT
PFO	Politika Faiz Oranı aylık değişim (%) (Kısa dönemli faiz oranı)	EUROSTAT

Analizde kullanılan değişkenlerden enflasyon değişkeni TCMB veri tabanı EVDS’den alınırken sanayi üretim endeksi değişkeni TÜİK veri tabanından alınmıştır. Uzun vadeli faiz oranı ve politika faiz oranı verilerine EUROSTAT veri tabanından ulaşılmıştır.

Değişkenlere ait zaman yolu grafikleri ise şekil 3.1’de verilmiştir. Bu grafikler incelendiğinde; politika faiz oranı da (PFO) ve reel uzun vadeli faiz oranının da (RUVFO), 2008 yılında yaşanan ekonomik finansal krizden sonra düşüşler olduğu görülmektedir. Bu düşüşlerin nedeni ekonomik krizin etkilerini azaltmak ve eski büyüme seviyelerine ulaşabilmek için başta ABD Merkez Bankası FED olmak üzere birçok ülkenin uyguladığı genişletici para

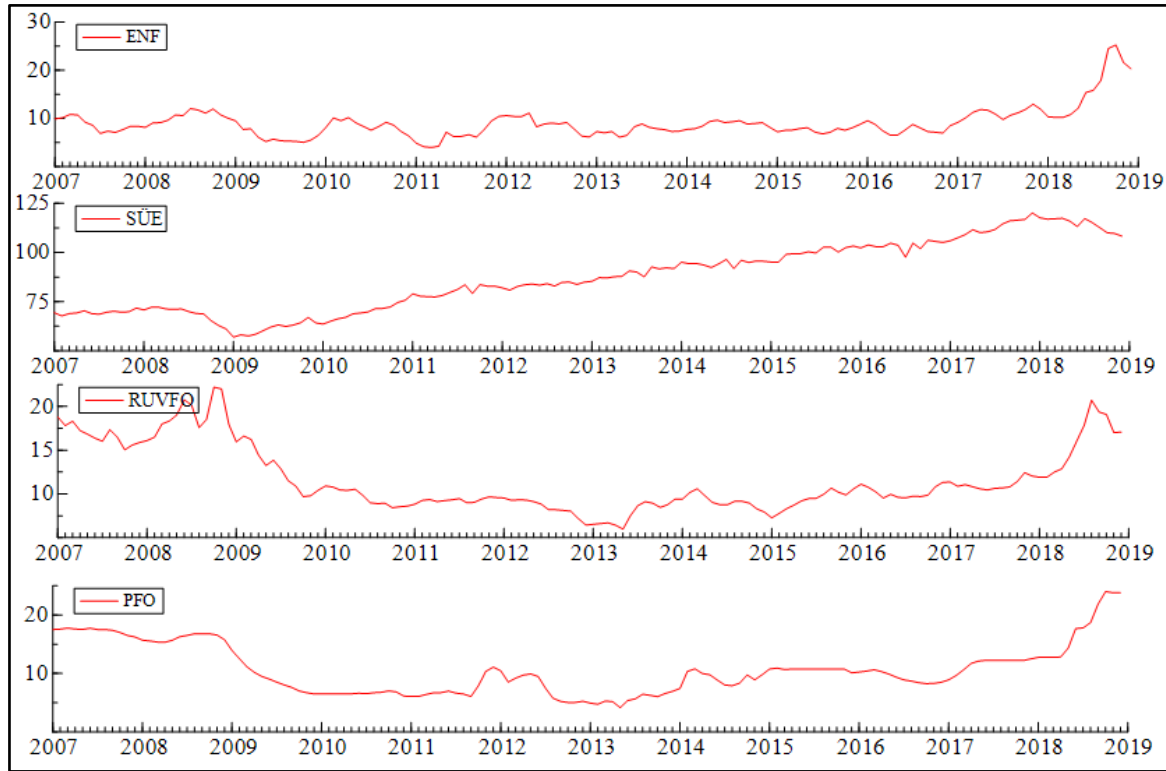
politikalarıdır. Böylece küresel ölçekte yaşanan parasal genişleme, Türkiye ekonomisinde de faizlerin düşmesine neden olmuştur. Son yıllarda yaşanan küresel ekonomideki belirsizliklerin artmasıyla, gelişmekte olan ülkelerle birlikte Türkiye’de de para politikası faiz oranının ve uzun dönemli faiz oranının arttığı görülmektedir.

Çalışmada, faiz kanalı için kullanılan teorik model ise şu şekildedir;

$$Y_t = [ENF, SÜE, RUVFO, PFO]$$

Modeldeki değişkenlerin sıralaması ekonomi teorisine göre belirlenmiş olup politika değişkenine; Bernanke ve Gertler (1995: 30), Gündüz (1997: 21), Çiçek (2005: 90-91), Arabacı ve Baştürk (2013: 22) takiben en sonda yer verilmiştir.

Şekil 3.1. Değişkenlerin Zaman Yolu Grafikleri



ENF değişkenine ait betimsel istatistikleri incelediğimizde; ortalamasının 0.00011, medyanının 0.000440 ve standart sapmasının 0.01456 olduğu görülmektedir. Standart sapma değerinin küçük olması, ENF serisinde değişkenliğin düşük olduğunu göstermektedir. Ayrıca serinin olasılık dağılımındaki asimetrisini gösteren çarpıklık katsayısı 1.22825'tir. Bu da ENF serisinin sağa çarpık olduğunu göstermektedir. Basıklık katsayısı ise 3'ten büyük olduğu için serinin dağılımının dik olduğunu söyleyebiliriz. Boş hipotezinde normal dağılımın olduğu

Jarque-Bera testinin test istatistiğine göre ise ENF serisinin normal dağılmadığı sonucuna ulaşılmaktadır.

SÜE serisinin; ortalaması 0.00336, medyanı 0.00305, standart sapması ise 0.02249'dur. Serinin çarpıklık değeri -0.24341 iken basıklık değeri 4.06660'dir. Bu değerlere göre SÜE'nin hafif sola çarpık ve dik bir seri olduğunu söyleyebiliriz. Jarque-Bera testinin test istatistiğine göre ise SÜE serisi %1 anlamlılık düzeyinde normal dağılıma sahiptir.

Benzer şekilde, RUVFO değişkenine ait betimsel istatistikleri incelediğimizde; ortalamasının -0.00041, medyanının -0.20560 ve standart sapmasının 1.79323 olduğu görülmektedir. Standart sapma değerinin büyük olması ise RUVFO serisinde değişkenliğin yüksek olduğunu göstermektedir. Ayrıca serinin çarpıklık değeri 1.27384 iken basıklık değeri 5.74984'tür. Bu da RUVFO'nun sola çarpık ve dik bir seri olduğunu göstermektedir. Jarque-Bera testinin test istatistiğine göre ise RUVFO serisi normal dağılıma sahip değildir.

Tablo 3.2. Betimsel İstatistikler

Değişkenler	ENF	SÜE	RUVFO	PFO
Gözlem Sayısı	144	144	144	144
Ortalama	0.00011	0.00336	-0.00041	-0.00021
Medyan	0.00044	0.00305	-0.20560	-0.35541
En Büyük Değer	0.07342	0.07115	7.11935	6.74150
En Küçük Değer	-0.02859	-0.07017	-3.52926	-3.62536
Standart Sapma	0.01506	0.02249	1.79323	2.07771
Çarpıklık	1.22825	-0.24341	1.27384	0.80393
Basıklık	7.36624	4.06660	5.74984	3.27541
Jarque-Bera İstatistiği	150.5911	8.24784	84.31446	15.96657

PFO serisinin; ortalaması -0.00021, medyanı -0.35541 ve standart sapması ise 2.07771'dir. RUVFO serisine benzer şekilde, PFO serisinin de standart sapma değerinin büyük olması serinin değişkenliğin yüksek olduğunu göstermektedir. Ayrıca PFO serisi sola çarpık bir seridir. Jarque-Bera testinin test istatistiğine göre ise normal dağılıma sahip değildir.

3.4. Birim Kök Testleri

Klasik ekonometrik tahmin yöntemleri, verilerin durağan olduğu varsayımına dayanmaktadır. Özellikle finansal ve makroekonomik verilerin büyük bir kısmında serilerin ortalamaları ve/veya varyansları zaman içerisinde değişiklik göstermektedir. Durağan olmayan değişkenlerle yapılan analizler ise sahte regresyon sorununa yol açacağından tahminler yanlış olacaktır. Bundan dolayı bir zaman serisinin durağan olup olmadığını veya kaçınıcı dereceden fark alındığında serinin durağanlaştığını tespit etmek önemli olmaktadır. Bu amaçla parametrik yöntemlerden biri olan ADF birim kök testi ile parametrik olmayan yöntemlerden biri olan PP birim kök testleri literatürde yaygın bir şekilde kullanılmaktadır (Türkmen, 2017: 140).

Tablo 3.3 Birim Kök Testleri

Değişkenler	Augmented Dickey-Fuller (ADF)	Phillips-Perron (PP)
	t-istatistiği	Adj. t-istatistiği
Kesmesiz ve Trendsiz Model		
ENF	-4.258455*	-3.759626*
$\Delta S\ddot{U}E$	-14.55670*	-14.28634*
RUVFO	-4.404499*	-3.587849*
PFO	-3.699360*	-2.921684*
Kesmeli Model		
ENF	-4.220608*	-3.744795*
$\Delta S\ddot{U}E$	-14.87083*	-14.50693*
RUVFO	-4.383682*	-3.577800*
PFO	-3.678436*	-2.918235*
Kesmeli ve Trendli Model		
ENF	-4.166851*	-3.732523**
$\Delta S\ddot{U}E$	-14.82027*	-14.46581*
RUVFO	-4.391320*	-3.569510*
PFO	-3.648626**	-2.900267**

Not: Durağan olmayan, birinci farkının alınması ile durağan hale dönüşen değişkenlerin başına “ Δ ” sembolü eklenmiştir. *, **, *** sırasıyla %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerini göstermektedir.

ADF ve PP testinde, zaman serisinde birim kökün varlığının ileri sürüldüğü H_0 hipotezi test edilmektedir. H_0 hipotezinin reddedilmesi serinin durağan olduğu, bir başka ifadeyle seriye uygulanan şokların kalıcı olmadığı anlamına gelmektedir. ADF birim kök testinde gecikme uzunluğu, Schwarz bilgi kriterine göre en yüksek gecikme 13 olacak şekilde belirlenmiştir. PP testinde ise Newey ve West tarafından geliştirilen bant genişliği kullanılmıştır. Her iki test

İNinde hesaplanan test istatistikleri, MacKinnon (1996) tablosundan elde edilen kritik deęerlerle karřılařtırılmıřtır.

ADF ve PP birim kk testlerinin sonularına gre ENF, RUVFO ve PFO deęiřkenleri dzey deęerlerinde duraęandır. SE deęiřkenin ise dzey deęerinde birim kke sahip olduęu belirlenmiř ve birinci dereceden farkı alınarak analize dahil edilmiřtir. Bir bařka ifadeyle SE serisi birinci dereceden entegre I(1)'dir.

3.5. Modelin Gecikme Uzunluęunun Belirlenmesi

Model iin uygun gecikme uzunluęunun belirlenebilmesinde; LR test istatistięi, son tahmin hata istatistięi (FPE) ve bilgi kriterleri AIC, SC, HQ kullanılmıřtır. Uygun gecikme iin tahmin edilen sonular tablo 3.4'te verilmiřtir.

Tablo 3.4. Modelin Gecikme Uzunluęu

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	226.0751	NA	4.06e-07	-3.364774	-3.277416	-3.329276
1	477.5602	483.9184	1.15e-08	-6.932731	-6.495943*	-6.755240
2	512.2760	64.69746	8.64e-09	-7.216302	-6.430084	-6.896819*
3	525.7699	24.33008	8.99e-09	-7.178333	-6.042683	-6.716857
4	544.8561	33.25625*	8.61e-09*	-7.225093*	-5.740013	-6.621625
5	559.4967	24.62280	8.83e-09	-7.204496	-5.369985	-6.459035
6	566.5553	11.44340	1.02e-08	-7.069019	-4.885078	-6.181566
7	576.2863	15.18625	1.13e-08	-6.974034	-4.440663	-5.944588
8	588.9995	19.06979	1.21e-08	-6.924234	-4.041432	-5.752796
9	599.0501	14.46678	1.35e-08	-6.834092	-3.601859	-5.520661
10	608.0326	12.38497	1.53e-08	-6.727766	-3.146103	-5.272343
11	623.9112	20.93089	1.58e-08	-6.725927	-2.794833	-5.128511
12	631.9838	10.15189	1.84e-08	-6.605814	-2.325290	-4.866406

* En uygun gecikme uzunluęunu gstermektedir.

AIC bilgi kriteri, FPE ve LR testine gre uygun gecikme uzunluęu 4 iken SC bilgi kriterine gre 1, HQ bilgi kriterine gre ise 2'dir. Bu sonulara gre, modelin gecikme uzunluęu 4 olarak belirlenmiřtir.

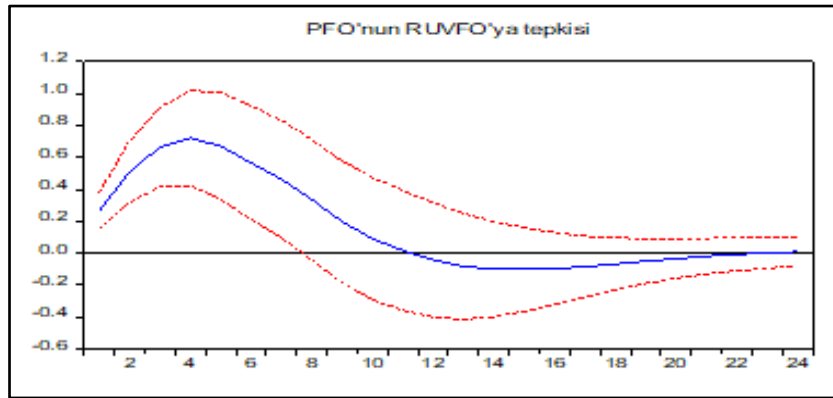
3.6. VAR modelinin Etki Tepki Analizi Sonuları

Gecikme uzunluęunun belirlenmesiyle birlikte VAR modeli tahmin edilmiřtir. VAR modelinde duraęanlıęın ve gecikme uzunluęunun belirlenmesi analiz sonuları üzerinde etkili olurken, modeldeki deęiřkenlerin sıralaması da sonular üzerinde etkili olmaktadır. Daha

öncede belirtildiği gibi modeldeki değişkenlerin sıralaması ekonomi teorisine göre belirlenmiş olup, şokun uygulandığı politika faiz oranı değişkenine en sonda yer verilmiştir.

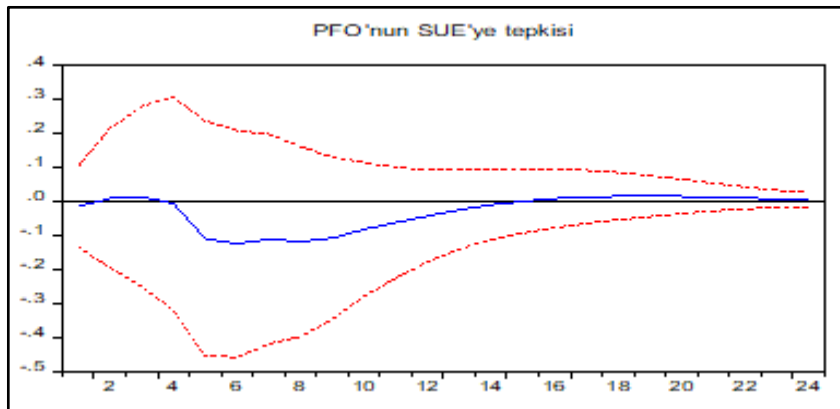
VAR modelinin katsayılarının yorumlanması oldukça karmaşıktır. Bundan dolayı VAR modellerinde, değişkene verilen bir şok karşısında diğer değişkenlerin vermiş olduğu tepkiyi gösteren etki tepki fonksiyonları yorumlanmaktadır. Tahmin edilen VAR modelinden hareketle PFO'ya uygulanan bir standart sapmalı pozitif şok karşısında, diğer değişkenlerin tepkileri şekil 3.2, 3.3 ve 3.4'te gösterilmektedir.

Şekil 3.2. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka RUVFO'nun Tepkisi



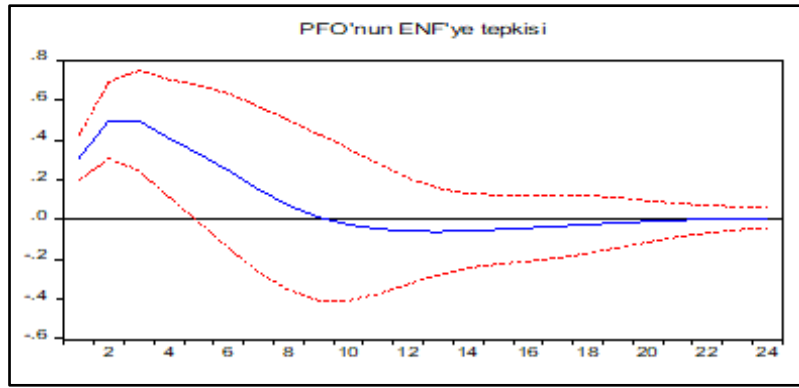
VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarına göre; politika faiz oranına uygulanan pozitif bir standart sapmalı şoka, reel uzun vadeli faiz oranının tepkisi artarak gerçekleşmektedir. RUVFO'daki bu artış dördüncü döneme kadar devam etmekte ve daha sonra şokun etkisi azalarak yirminci dönemin sonunda kaybolmaktadır. Parasal aktarım mekanizması teorisine göre ekonomik beklentiler, para politikası kararlarının reel uzun vadeli faiz oranlarını doğru orantılı olarak etkilemesi yönündedir. Yani, politika faiz oranına verilen şokun reel uzun vadeli faiz oranını arttırması, parasal aktarım mekanizmasının işleyişine ve ekonomi teorisine uygun olarak gerçekleşmektedir.

Şekil 3.3. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi



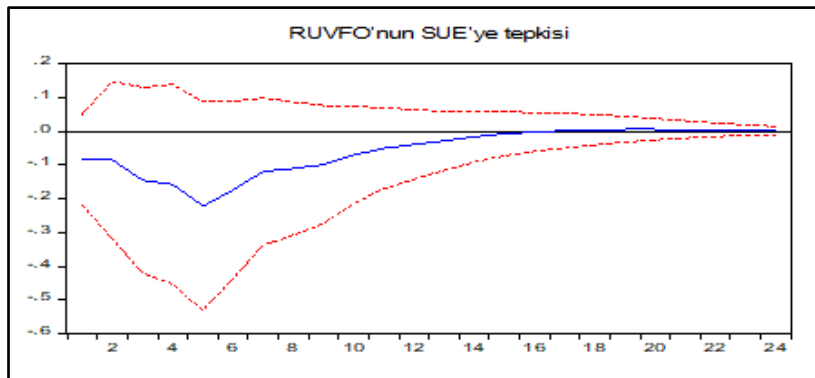
Politika faiz oranına uygulanan pozitif bir standart sapmalı şoka ise sanayi üretim endekisi azalarak tepki vermektedir. SÜE'deki bu azalış dördüncü dönemden sonra başlamakta, altıncı ve sekizinci dönemler arasında maksimum seviyesine gelmekte ve sekizinci dönemden sonra şokun etkisi azalarak, on üçüncü dönemin ardından kaybolmaktadır. Bu sonuca göre, politika faiz oranının, sanayi üretim endekisi (ekonomik çıktı) üzerinde negatif bir etkisi vardır. Yani, Türkiye'de merkez bankası tarafından uygulanan para politikasının, ekonomik birimlerin yatırım kararları üzerinde etkili olduğu görülmektedir.

Şekil 3.4. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka ENF'nin Tepkisi



Politika faiz oranına uygulanan pozitif bir standart sapmalı şoka karşı enflasyon serisinin tepkisi artarak gerçekleşmiştir. ENF'deki bu artış ikinci dönemin sonuna kadar devam etmekte ve dördüncü dönemde şokun etkisi azalmaya başlayarak on sekizinci dönemin ardından sona ermektedir. Teorik açıdan parasal aktarım mekanizmalarından biri olan faiz oranı kanalının işleyişine göre ekonomik beklentiler, merkez bankasının politika faiz oranını arttırarak (daraltıcı bir para politikası uygulayarak) enflasyonu negatif yönde etkilemesi şeklindedir. VAR modelinden elde edilen etki tepki analiz sonuçları ise bu yönden ekonomik teori ile çelişmekte ve anlamlı bir sonuç elde edilememektedir.

Şekil 3.5. RUVFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi



Tahmin edilen VAR modelinden elde edilen etki tepki analiz sonuçlarından hareketle, reel uzun vadeli faiz oranı ile sanayi üretim endeksi (çıktı) arasındaki ilişki de şekil 3.5'te gösterilmektedir. RUVFO'ya uygulanan pozitif bir standart sapmalı şoka, sanayi üretim endekisi aynı politika faizindeki gibi azalarak tepki vermektedir. SÜE'deki bu azalış beşinci döneme kadar sürmekte ve beşinci dönemden sonra şokun etkisi azalarak on beşinci dönemde sona ermektedir. Böylece Türkiye ekonomisi için reel uzun vadeli faiz oranlarının da ekonomik birimler üzerinde etkili olduğunu ve aktarım mekanizmasının bu kısmının da çalıştığını söyleyebiliriz.

3.7. MS-VAR Modeli

Parasal aktarım mekanizmalarından bir olan faiz oranı kanalının analizi için bu kez MS-VAR modelini kullanacağız. Daha önceden gecikme uzunluğu; LR test istatistiği, son tahmin hatası (FPE) ve bilgi kriterleri AIC, SC, HQ kullanılarak belirlendiği için bu bölümde öncelikle MS-VAR modeli için uygun olan rejim sayı belirlenecektir.

Krolzig (1997)'in yaklaşımına göre MS-VAR modellerinde, ortalamaya ve sabite göre olmak üzere iki çeşit rejim değişimi söz konusudur. Rejim değişiminin ortalamaya göre olduğu modellerin yakınsama problemi ve kararlı olmayan parametre tahminleri gibi sorunlar içermeleri nedeniyle analizde, rejim değişiminin sabite göre değiştiği MS-VAR modelleri kullanılmıştır (Bozoklu, 2005: 107; Türkmen, 2017: 146; Büyükyılmaz, 2015: 66). Ayrıca, otoregresif parametrelerin ve varyansın rejime göre değiştiği MS-VAR modelleri iki rejimli olarak tahmin edilmiştir. Faiz kanalının analizi için uygun modelin belirlenmesinde; log olabilirlik, LR test istatistiği, AIC, SC ve HQ gibi bilgi kriterlerinin yanında, modeldeki dönüm noktalarının tarihlendirilmesinde ve rejimlerin sınıflandırılmasında iktisadi kriterlerde dikkate alınmıştır. Tüm seçim kriterleri dikkate alınarak elde edilen sonuçlara göre MSIAH(2)-VAR(4) modelinin analiz için en uygun model olduğu belirlenmiştir.

Tablo 3.5. LR Testi Sonuçları

Hipotezler	Dağılım	LR Test İstatistiği
H ₀ : Doğrusal VAR(4) H ₁ : MSIAH(2)-VAR(4)	$\chi^2(80)$	1643.4[0.0000]

Köşeli parantez içerisindeki değer testin olasılık değeridir.

Ele alınan dönemdeki değişkenler açısından, faiz oranı kanalının analizinde kullanılacak doğrusal bir modelin mi yoksa doğrusal olmayan bir modelin mi istatistiksel açıdan daha uygun

olacağıın tespt edilebilmesi için LR testi kullanılmıştır. Tablo 3.5'te gösterilen LR testi sonuçlarına göre %1 anlamlılık düzeyinde H_0 hipotezi reddedilir. Bu sonuçlara göre faiz oranı kanalının analizinde, doğrusal dışı modellerden biri olan MSIAH(2)-VAR(4) modelinin kullanılmasının uygun olduğu görülmektedir. Ayrıca iki rejimdi doğrusal olmayan MSIAH(2)-VAR(4) modelinin log-olabilirlik oranı 715.7657'yken doğrusal VAR modelinin log-olabilirlik oranı ise 573.3184'dür. Bu sonuca göre MSIAH(2)-VAR(4) modelinin log-olabilirlik oranı doğrusal VAR modelinin log-olabilirlik oranından daha büyüktür.

Tablo 3.6 MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Test İstatistikleri

Log-likelihood	715.7657 [0.0000]
Vector Portmanteau (36)	$\chi^2(576) = 575.11 [0.5026]$
Vector Normality test	$\chi^2(8) = 16.076 [0.0413]$

Köşeli parantez içerisindekiler testin olasılık değerlerini göstermektedir.

Yukarıdaki tablo 3.6'da, MSIAH(2)-VAR(4) modelinin hata terimlerine ait test istatistikleri yer almaktadır. Modelin hata terimleri arasında serisel korelasyonun olup olmadığını kontrol etmek için Vector Portamanteau testi kullanılmıştır. Portamanteau testi sonucuna göre, modelin hata terimlerinin arasında otokorelasyonun olmadığını belirten H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde reddedilememektedir. Benzer bir şekilde, Vector Normality testinde de modelin hata terimlerinin normal dağılıma sahip olduğunu öne süren H_0 hipotezi %5 anlamlılık düzeyine göre reddedilememektedir. Bu sonuçlara göre MSIAH(2)-VAR(4) modeli hata terimleri otokorelasyonsuz ve normal dağılıma sahip olup, model için temel varsayımların sağlanmış olduğu görülmektedir.

MSIAH(2)-VAR(4) modeline ilişkin, ergodik olasılıklar ve EM algoritması ile elde edilen maksimum olabilirlik tahminleri tablo 3.7'deki gibidir.

Tablo 3.7 MSIAH(2)-VAR(4) Modeli Sonuçları

	ENF	SÜE	RUVFO	PFO
Rejim 1				
Sabit	-0.0012(-0.970)	-0.0067(-2.150)	0.1362(0.982)	0.3012(1.730)
ENF(-1)	0.6871(4.772)	0.5032(1.376)	-59.6263(-3.754)	1.7802(0.086)
ENF(-2)	-0.3929(-1.904)	-0.6953(-1.324)	-20.5379(-0.898)	-0.5260(-0.017)
ENF(-3)	0.0981(0.539)	-0.7591(-1.641)	-48.8819(-2.413)	-64.0910(-2.476)
ENF(-4)	-0.2535(-1.497)	1.2531(2.926)	65.8223(3.473)	15.1716(0.634)
SÜE(-1)	0.0468(0.856)	-0.3680(-2.653)	-0.6069(-0.099)	5.4443(0.706)

SÜE(-2)	0.0705(1.126)	0.2235(1.402)	-29.8019(-4.246)	-5.7257(-0.648)
SÜE(-3)	0.1895(3.035)	0.6086(3.854)	-22.1177(-3.178)	18.1852(2.075)
SÜE(-4)	0.1488(3.057)	0.3939(3.217)	-10.4745(-1.954)	1.5634(0.229)
RUVFO(-1)	0.0085(4.434)	-0.0021(-0.632)	1.4486(9.985)	0.3280(1.746)
RUVFO(-2)	-0.0080(-4.179)	-0.0004(-0.088)	-1.4712(-6.953)	-0.1550(-0.564)
RUVFO(-3)	0.0112(5.154)	0.0038(0.699)	1.0735(4.420)	0.4667(1.507)
RUVFO(-4)	-0.052(-2.412)	-0.0140(-2.512)	-0.3653(-1.503)	0.1487(0.474)
PFO(-1)	-0.0050(-3.786)	0.0037(1.125)	0.1947(1.320)	0.6132(3.312)
PFO(-2)	0.0013(0.895)	0.0018(0.479)	0.4277(2.476)	-0.6088(-2.773)
PFO(-3)	0.0036(1.783)	-0.0031(-0.607)	-0.1135(-0.509)	1.1376(3.894)
PFO(-4)	-0,0032(-1.762)	0.0032(0.676)	-0.4827(-2.341)	-0.9576(-3.502)
σ	0.00613	0.01827	0.51421	0.60419
Standart hatalar	0.00060	0.00155	0.06365	0.07471
Rejim 2				
Sabit	-0.0007(-0.106)	0.0089(4.195)	-0.0003(-0.0066)	-0.0579(-1.807)
ENF(-1)	1.0440(11.567)	0.0631(0.230)	12.7692(1.713)	7.8362(1.902)
ENF(-2)	-0.4602(-3.596)	-0.3269(-0.847)	-1.7040(-0.162)	-4.0551(-0.698)
ENF(-3)	0.3633(2.765)	0.6269(1.586)	-0.9380(-0.0870)	5.5425(0.928)
ENF(-4)	-0.2535(-2.701)	-0.0672(-0.238)	-4.6447(-0.603)	-1.4523(-0.339)
SÜE(-1)	-0.0098(-0.313)	-0.3705(-3.903)	-0.0521(-0.020)	-0.0708(-0.049)
SÜE(-2)	-0.0670(-2.024)	-0.1585(-1.596)	-1.0264(-0.378)	2.7323(1.823)
SÜE(-3)	-0.0556(-1.667)	-0.1166(-1.162)	2.0382(0.743)	1.0812(0.710)
SÜE(-4)	0.0158(0.494)	-0.0520(-0.540)	-1.8613(-0.709)	0.4924(0.338)
RUVFO(-1)	-0.0002(-0.025)	-0.0005(-0.191)	1.2660(15.127)	0.1142(2.454)
RUVFO(-2)	0.0015(1.054)	-0.0074(-1.694)	-0.6996(-5.853)	-0.0320(-0.485)
RUVFO(-3)	-0.0028(-2.013)	0.0093(2.163)	0.4872(4.162)	-0.0435(-0.675)
RUVFO(-4)	0.0010(1.061)	-0.0061(-2.145)	-0.2385(-3.047)	-0.0113(-0.262)
PFO(-1)	0.0039(2.609)	0.0008(0.192)	0.0098(0.079)	1.3806(19.924)
PFO(-2)	-0.0065(-2.536)	-0.0028(-0.368)	0.0347(0.163)	-0.5149(-4.253)
PFO(-3)	0.0034(1.581)	0.0005(0.079)	0.0382(0.212)	0.0931(0.920)
PFO(-4)	-0.0003(-0.335)	0.0002(0.068)	-0.0102(-0.109)	-0.0495(-0.973)
σ	0.00494	0.01254	0.48126	0.23983
Standart hatalar	0.00042	0.00125	0.03305	0.01675

Parantez içerisindeki değerler t-istatistiklerini göstermektedir.

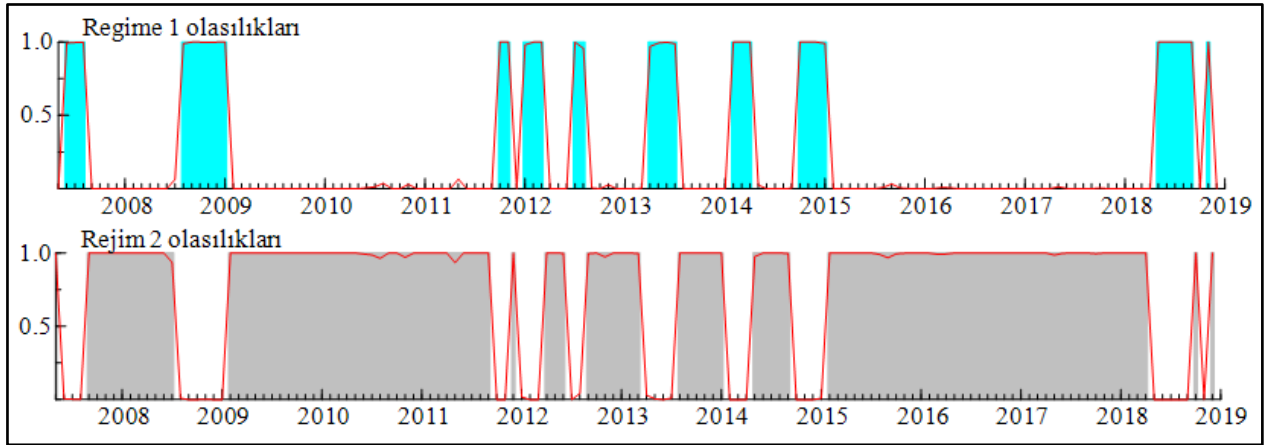
Doğrusal VAR modelinde, ele alınan değişkenler bütün analiz sürecinde doğrusal varsayıldığı için, modelde değişkenler arasındaki ilişkinin de doğrusal olduğu varsayılmaktadır. Fakat ekonomik verilerde konjonktürel dalgalanmalar ve rejim değişimleri sıklıkla görülmektedir. Özellikle Rejim değişimi gösteren ekonomik serileri, rejim değişim modelleri ile modellemek, söz konusu seriler için istatistiksel olarak daha güçlü ve tutarlı sonuçlar elde edebilmemizi sağlarken, aynı zamanda bu modeller iktisadi dönüm noktalarının yaşandığı dönemleri tespit edebilmekte ve bize kendi içinde bu dönemleri değerlendirme imkanı vermektedir.

Tablo 3.7'deki tahmin ettiğimiz MSIAH(2)-VAR(4) modelinde, değişkenler için her iki rejimde de ayrı ayrı sigma (σ) değerleri ve bu sigma değerleri için standart hataların hesaplandığını görüyoruz. Rejim 1'deki sigma ve standart hata değerlerinin, rejim 2'deki sigma ve standart hata değerlerinden daha büyük olması, rejim 1'deki değişkenliğin (volatilitenin) rejim 2'dekinden daha yüksek olduğunu göstermektedir. Bu durumda modelde, rejim 1 ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejim olarak tanımlanırken, rejim 2 ise ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejim olarak tanımlanmaktadır.

MSIAH(2)-VAR(4) modelinin düzgünleştirilmiş rejim olasılıkları ise şekil 3.6'da verilmiştir. Modelin rejim olasılıkları incelendiğinde, 2008 yılında ABD'de başlayarak daha sonraki süreçte bütün dünyayı etkisi altına alan küresel finansal krizin etkileri, Türkiye ekonomisinde de 2008 yılının sonlarında görülmektedir. Yaşanan bu küresel krizle birlikte dünyada alternatif para politikaları gündeme gelmiştir. Bu amaçla TCMB, 2006 yılından itibaren uygulamakta olduğu enflasyon hedeflemesi rejimini geliştirerek, 2010 yılının sonlarından itibaren yeni bir para politikası stratejisini uygulamaya koymuştur. Bu yeni para politikası çerçevesinde TCMB temel amacı olan fiyat istikrarına ek olarak finansal istikrarı da gözetmeye başlayarak, dış denge ve sermaye akımlarından kaynaklı finansal risklerin azaltılmasını hedeflemiştir (TCMB, 2013: 12).

2012 yılında ise Avrupa'da büyük oranda hissedilen küresel krizin etkisi birçok Avrupa ülkesinin resesyona girmesine ve gelişmiş ülkelerin borçluluk ve işsizlik oranlarının artmasına neden olmuştur. Bu dönemde başta Yunanistan olmak üzere birçok Avrupa ülkesi ekonomik sıkıntılar yaşamış ve Avrupa'da yaşanan ekonomik kriz, Türkiye'nin Avrupa'ya yaptığı ihracatın azalmasına da neden olmuştur. Aynı zamanda Türkiye'nin de içinde bulunduğu gelişmekte olan ülkelerin yüksek büyüme hızları, yerini düşük büyümeye bırakmış ve bu dönem ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu bir dönem olmuştur.

Şekil 3.6. MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Düzgünleştirilmiş Rejim Olasılıkları



2013 yılının mayıs ayında ABD Merkez Bankası (FED)'in genişletici para politikası uygulayarak piyasadaki likiditeyi azaltabileceğine ilişkin açıklamalar yapması, küresel ekonomideki belirsizlikleri arttırarak gelişmekte olan ülkelerin çoğunda olduğu gibi ülkemizde de sermaye akımlarında dalgalanmalar oluşmasına neden olmuştur. Bu bağlamda Türk lirasında değer kayıpları yaşanırken, risk primumu artmış ve faiz oranları yükselmiştir. Bu dönemde TCMB küresel ekonomik belirsizliklerden dolayı meydana gelen makro finansal riskleri dikkate alarak Türk lirasındaki değer kaybını önlemek amacıyla para politikası kurulu 28 Ocak 2014 tarihinde olağanüstü toplanarak güçlü bir parasal sıkılaştırma uygulamasına gideceğini açıklamamıştır. Bu doğrultuda TCMB politika faiz oranını yüzde 4,50'den yüzde 10,00'a yükseltmiştir (TCMB Para Politikası Kararı, 2014; TOBB Ekonomi Raporu, 2014: 22).

2018 yılında ise ABD ile Çin arasında ortaya çıkan ticaret savaşları, FED'in faiz artırımı kararı alması, kredi derecelendirme kuruluşlarının Türkiye'nin kredi notunu düşürmesi, ABD ile yaşanan siyasi gerginlikler, erken seçim kararının getirmiş olduğu belirsizlikler ve döviz kurundaki sert dalgalanmalar Türkiye ekonomisindeki belirsizliklerin büyük oranda artmasına neden olmuştur (TOBB Ekonomi Raporu, 2019: 36). TCMB Para Politikası Kurulu, haziran ayında enflasyondaki yükselişe işaret ederek fiyat istikrarını desteklemek amacıyla parasal sıkılaştırmanın güçlendirilmesine karar vererek politika faizini yüzde 16,5'ten yüzde 17,75'e çıkarmıştır (TCMB Para Politikası Kararı, 2018 Haziran). Ağustos ayı başında finansal piyasalarda gözlemlenen aşırı oynaklık nedeniyle kurlardaki ani yükselme, TCMB'nin Türk lirası ve döviz likidite yöntemlerini destekleyen bir dizi önlem almasına neden olmuştur. Eylül ayında ise döviz kurundaki dalgalanmaların artması üzerine, TCMB Para Politikası Kurulu güçlü bir parasal sıkılaştırma yaparak politika faizini yüzde 17,75'ten yüzde 24'e yükseltmiş ve gecelik vadede gerçekleştirilen Merkez Bankası fonlamanın haftalık vadede yapılmaya

başlanacağını duyurmuştur (TCMB Para Politikası Kararı, 2018 Eylül). Para Politikası Kurulu sıkı parasal duruşunu devam ettirerek 2018 yılı sonuna kadar politika faiz oranını yüzde 24 düzeyinde sabit tutmuştur.

Bu sonuçlar MSIAH(2)-VAR(4) modelinin düzgünleştirilmiş rejim olasılıklarının, Türkiye’de ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemlerin (rejim 1) model tarafından doğru bir şekilde tahmin edilebildiğini göstermektedir.

Modelin düzgünleştirilmiş rejim olasılıkları kullanılarak elde edilen rejimler arası geçiş olasılıklarıyla birlikte, bu geçiş olasılıkları kullanılarak elde edilen her bir rejim için gözlem sayısı ve rejimlerin süre özellikleri tablo 3.8’de verilmiştir.

Tablo 3.8 MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Rejim Özellikleri

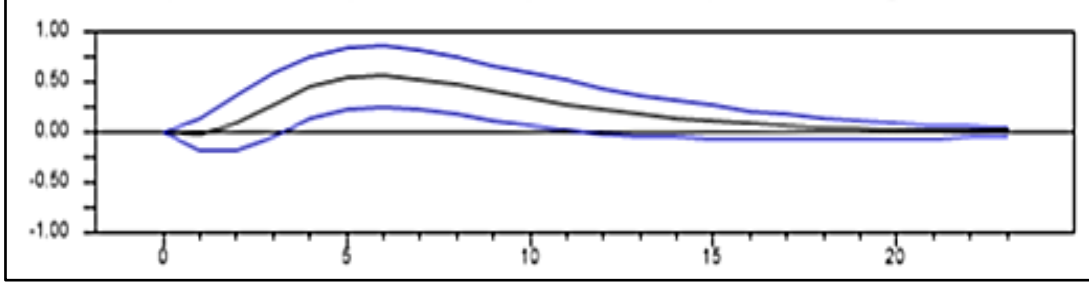
	Rejim Geçiş Olasılıkları		Gözlem Sayısı	Ortalama Rejim Süresi (Ay)	Yüzde
	Rejim 1	Rejim 2			
Rejim 1	0.6862	0.0951	33	3.30	0.23
Rejim 2	0.3137	0.9049	107	9.73	0.76

MSIAH(2)-VAR(4) modelinin rejim geçiş olasılıkları incelendiğinde; Türkiye ekonomisi belirsizliklerin yüksek olduğu rejimdeyken (rejim 1), bir sonraki dönemde tekrardan aynı rejimde kalma olasılığı 0.68 iken ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejimdeyken (rejim 2), bir sonraki dönemde tekrardan aynı rejimde kalma olasılığı 0.90’dır. Türkiye ekonomisi belirsizliklerin yüksek olduğu rejimdeyken, bir sonraki dönemde ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejime geçme olasılığı 0.09 iken ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejimdeyken, bir sonraki dönemde ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejime geçme olasılığı 0.31’dir. Modeldeki gözlemlerin 33 tanesi yani yüzde 23’ü ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejimde yer alırken, gözlemlerin 107 tanesi yani yüzde 76’sı ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejimde yer almaktadır. Ayrıca Türkiye’de ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejimin ortalama süresi yaklaşık 3 ay iken ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejimin ortalama süresi yaklaşık olarak 10 aydır. Bu sonuçlara göre, Türkiye ekonomisinin büyük oranda ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejimde kalma eğilimi gösterdiği görülmektedir. Fakat ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu rejimden, ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejime geçiş olasılığının yüzde 31 olması; Türkiye ekonomisinin, küresel ekonomik şoklara karşı duyarlı (kırılgan) bir yapısının olduğunu göstermektedir.

3.7.1. MS-VAR modelinin Etki Tepki Analizi Sonuçları

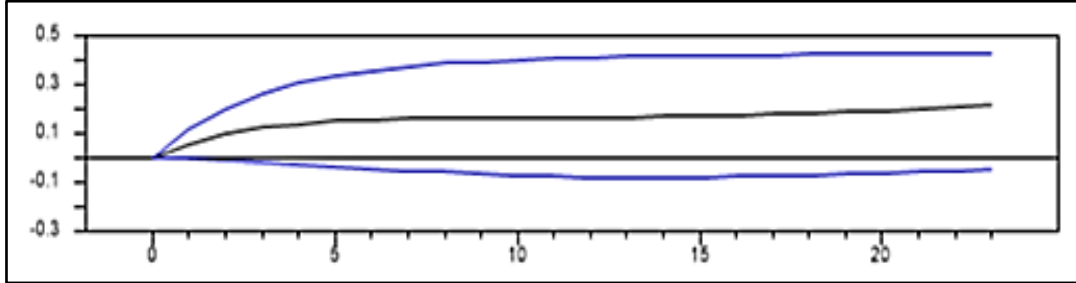
Çalışmanın bu bölümünde, MSIAH(2)-VAR(4) modeli için Ehrmann, vd. (2001, 2003)'den hareketle rejime bağlı etki tepki fonksiyonları tahmin edilmiştir. Ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemleri gösteren 1. rejim ve ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu dönemleri gösteren 2. rejim için etki tepki fonksiyonları şu şekildedir;

Şekil 3.7. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka RUVFO'nun Tepkisi (Rejim 1)



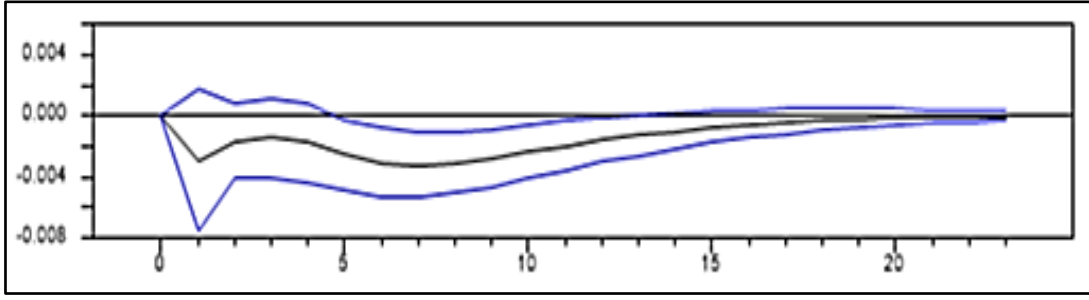
Şekil 3.7'ye göre ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemde, politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şokun ardından reel uzun vadeli faiz oranlarının arttığı görülmektedir. RUVFO'daki bu artış beşinci döneme kadar devam etmekte ve daha sonra şokun etkisi azalarak on altıncı dönemin sonunda kaybolmaktadır.

Şekil 3.8. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka RUVFO'nun Tepkisi (Rejim 2)



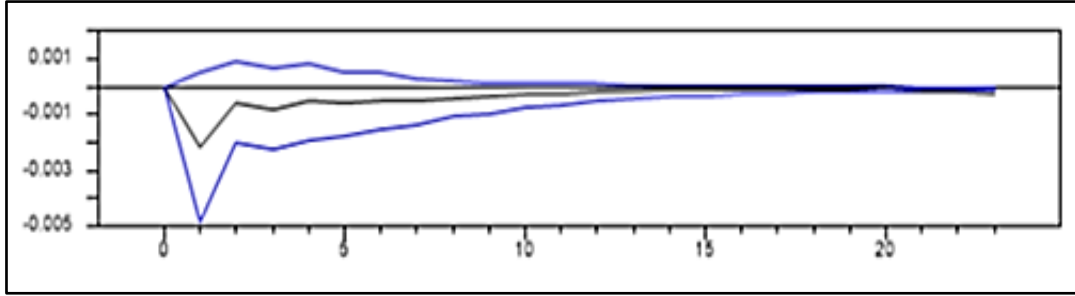
Benzer bir şekilde, ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu bir dönemde politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şoka, reel uzun vadeli faiz oranının tepkisi artarak gerçekleşmektedir. Yine aynı şekilde, RUVFO'daki bu artış beşinci döneme kadar sürmekte fakat bu rejimde şokun etkisi yirmi dört dönem boyunca kaybolmadan devam etmektedir. Bu sonuçlara göre her iki rejimde de politika faizindeki artış, reel uzun vadeli faiz oranları üzerinde etkili olmaktadır. Ayrıca bu sonuçlar, VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonucu ile benzerlik göstermektedir. Hem MSIAH(2)-VAR(4) modeline göre hem de VAR modeline göre para politikası kararlarının, reel uzun vadeli faiz oranlarını doğru orantılı olarak etkilemektedir.

Şekil 3.9. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi (Rejim 1)



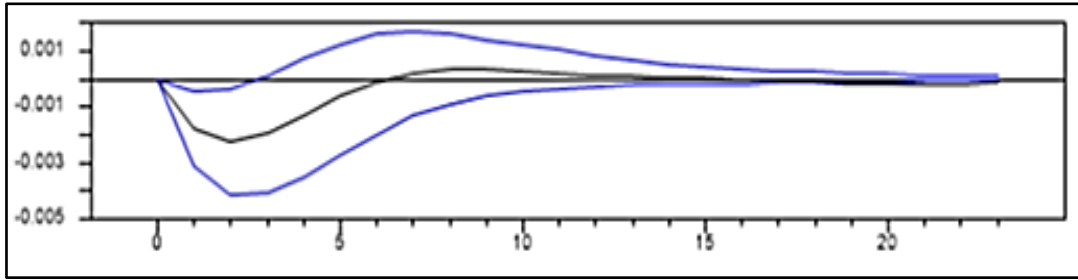
Şekil 3.9'a göre ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemde, politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şoka, sanayi üretim endeksinin tepkisi azalarak gerçekleşmektedir. SÜE'deki bu azalış, birinci dönemde maksimum değerine ulaşmakta ve daha sonra şokun etkisi devam ederek on altıncı dönemin sonunda kaybolmaktadır.

Şekil 3.10. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka SÜE'nin Tepkisi (Rejim 2)



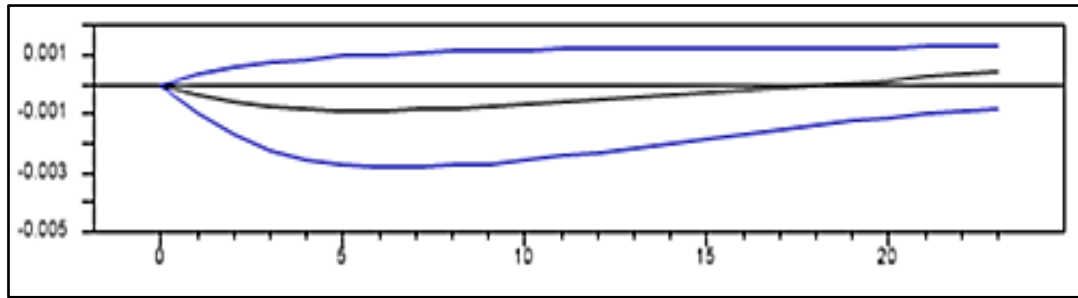
Yine benzer bir şekilde, ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu bir dönemde politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şokun ardından sanayi üretim endeksinin azaldığı görülmektedir. Rejim 1'deki gibi SÜE birinci dönemde hızlı bir şekilde azalırken, şokunu etkisinin 2. rejimde daha hızlı bir şekilde kaybolduğu görülmektedir. Bu sonuçlara göre, her iki rejimde de politika faiz oranının, sanayi üretim endeksi (ekonomik çıktı) üzerinde negatif bir etkisi vardır. Ancak ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejimde, politika faiz oranının sanayi üretim endeksi üzerindeki etkisinin daha uzun süre devam ettiği görülmektedir. Her iki rejim içinde elde edilen etki tepki analizi sonuçları, VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarıyla benzerlik göstermekle birlikte, VAR modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarında SÜE dördüncü dönemden sonra azalmaya başlarken, MSIAH(2)-VAR(4) modelinin etki tepki analiz sonuçlarına göre her iki rejimde de SÜE birinci dönemde azalış göstermektedir. Her iki modelden de elde edilen etki tepki analiz sonuçlarına göre, Türkiye'de merkez bankası tarafından uygulanan para politikasının, ekonomik birimlerin yatırım kararları üzerinde etkili olduğu söylenebilmektedir.

Şekil 3.11 PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka ENF'nin Tepkisi (Rejim 1)



Şekil 3.11'e göre ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemde, politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şoka, enflasyon oranının tepkisi azalarak gerçekleşmektedir. ENF'deki bu azalış üç dönem sürmekte ve daha sonra şokun etkisi azalarak onuncu dönemden sonra kaybolmaktadır.

Şekil 3.12. PFO'ya Uygulanan Pozitif Bir Şoka ENF'nin Tepkisi (Rejim 2)



Ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu dönemde, politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şokun ardından da yine enflasyon oranının azaldığı görülmektedir. ENF'deki bu azalış beşinci döneme kadar sürmekte ve daha sonra şokun etkisi azalarak devam etmektedir. Bu sonuçlara göre, her iki rejimde de enflasyon oranının, pozitif bir politika faiz oranı şokuna tepkisi azalarak olmaktadır. Fakat ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemde, politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şoka enflasyon oranının tepkisi, ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu döneme göre daha büyüktür. Bu sonuca göre, TCMB politika faiz oranını arttırarak (daraltıcı bir para politikası uygulayarak) enflasyon oranını düşürebilmektedir. Enflasyon oranındaki bu düşüş ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemlerde (rejim 1), ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu dönemlere göre (rejim 2) daha büyük olmaktadır. Yani TCMB'nin ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemlerde uygulayacağı daraltıcı bir para politikası enflasyon oranı üzerinde daha etkili olmaktadır. Ayrıca bu sonuçlar VAR modelinden elde edilen sonuçlarla da farklılık göstermektedir. VAR modelinden elde edilen etki tepki analiz sonuçlarında, politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şoka karşı enflasyon oranına tepkisi artarak gerçekleşmişti ve bu durum teorik açıdan faiz oranı kanalının işleyişine uymamaktaydı.

MSIAH(2)-VAR(4) modelinden elde edilen etki tepki analizi sonuçlarında ise politika faiz oranına uygulanan pozitif bir şoka karşı enflasyon oranının azalarak tepki vermesi, parasal aktarım mekanizmalarından biri olan faiz oranı kanalının teorik işleyişine uygun bir sonuç vermektedir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRMELER

Çalışmada, parasal aktarım mekanizması içerisinde en temel aktarım kanalı olarak kabul edilen faiz oranı kanalı, 01.2007 – 12.2018 dönemi için politika faiz oranı, reel uzun vadeli faiz oranı, sanayi üretim endeksi ve enflasyon oranına ilişkin aylık veriler kullanılarak analiz edilmiştir.

Faiz oranı kanalının analizinde, ilgili değişkenler için ilk önce VAR modeli tahmin edilmiş ve bu modelden hareketle etki tepki analizleri yapılmıştır. Daha sonra aynı dönem ve değişkenler için iki rejimli bir MS-VAR modeli tahmin edilmiş ve modeldeki her rejim için ayrı ayrı etki tepki analizleri yapılmıştır. Her iki modelden de elde edilen etki tepki analizi sonuçları yorumlanarak aynı zamanda birbirleriyle de karşılaştırılmıştır.

Çalışmada kullanılan VAR modelinin etki tepki analizi sonuçlarına göre, politika faiz oranındaki bir artış ya da bir başka deyişle TCMB'nin uyguladığı daraltıcı bir para politikası, reel uzun vadeli faiz oranlarını arttırmaktadır. RUVFO'daki bu artış dördüncü döneme kadar devam etmekte ve daha sonra şokun etkisi azalarak yirminci dönemin sonunda kaybolmaktadır. Yine aynı şekilde TCMB'nin politika faizini arttırması, sanayi üretim endeksinin azalmasına neden olmaktadır. SÜE'deki bu azalış dördüncü dönemden sonra başlamakta, altıncı ve sekizinci dönemler arasında maksimum seviyesine gelmekte ve sekizinci dönemden sonra şokun etkisi azalarak, on üçüncü dönemin ardından kaybolmaktadır. Bu sonuca göre, Türkiye'de merkez bankası tarafından uygulanan daraltıcı bir para politikasının, ekonomik birimlerin yatırım kararları üzerinde negatif bir etkisinin olduğu görülmektedir. Ekonomi teorisine göre, politika faiz oranındaki artış en son olarak enflasyon oranı üzerinde etkili olmaktadır. VAR modelinin etki tepki analizi sonuçlarına göre politika faiz oranındaki artış, enflasyon oranının arttırmaktadır. Teorik açıdan faiz oranı kanalının işleyişine göre ekonomik beklentiler, politika faiz oranındaki artışın enflasyon oranını düşürmesi şeklindedir. VAR modelinden elde edilen etki tepki analiz sonuçları ise bu yönüyle enflasyon serisi için ekonomik teori ile farklılaşmaktadır.

Çalışmada kullanılan iki rejimli MSIAH(2)-VAR(4) modelinden hareketle her rejim için ayrı ayrı yapılan etki tepki analizi sonuçlarına göre, politika faiz oranındaki artışa her iki rejimde de reel uzun vadeli faiz oranları artarak tepki vermektedir. Modelde, ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemleri gösteren 1. rejimde, RUVFO'daki artış beşinci döneme kadar devam etmekte ve daha sonra şokun etkisi azalarak on altıncı dönemin sonunda kaybolmaktadır. Ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu dönemleri gösteren 2. rejimde ise

RUVFO'daki artış beşinci döneme kadar sürmekte ve bu rejimde şokun etkisi yirmi dört dönem boyunca devam etmektedir. Bu sonuçlara göre, her iki rejimde de politika faiz oranındaki artış, reel uzun vadeli faiz oranları üzerinde etkili olmaktadır. Benzer bir şekilde, politika faiz oranındaki artışa her iki rejimde de sanayi üretim endeksi azalarak tepki vermektedir. Bir başka deyişle her iki rejimde de politika faiz oranının, sanayi üretim endeksi (ekonomik çıktı) üzerinde negatif bir etkisi vardır. Ancak ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu rejimde, politika faiz oranının sanayi üretim endeksi üzerindeki etkisinin daha uzun süre devam ettiği görülmektedir. Yine benzer bir şekilde, politika faiz oranındaki artışa her iki rejimde de enflasyon oranı azalarak tepki vermektedir. Yani TCMB politika faiz oranını arttırarak (daraltıcı bir para politikası uygulayarak) enflasyon oranını düşürebilmektedir. Ancak ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu bir dönemde, politika faiz oranındaki artışa enflasyon oranının tepkisi ekonomik belirsizliklerin düşük olduğu döneme göre daha büyüktür.

MSIAH(2)-VAR(4) modelinde her iki rejim içinde gerçekleştirilen etki tepki analizi sonuçları birbiriyle karşılaştırıldığında, TCMB'nin ekonomik belirsizliklerin yüksek olduğu dönemlerde uygulayacağı daraltıcı bir para politikasıyla reel uzun vadeli faiz oranları, sanayi üretim endeksi ve enflasyon oranı üzerinde daha etkili olabileceği görülmektedir.

Faiz oranı kanalı ile ilgili literatürde yer alan ve bu çalışma ile benzer sonuçlara ulaşan çalışmalara baktığımızda; Kasapoğlu (2007), Erdoğan ve Yıldırım (2009), Büyükakın vd. (2009), Örnek (2009), Arabacı ve Baştürk (2013), Saraç ve Uçan (2013), Özcan (2016), Akdeniz ve Çatık (2019) Türkiye'de faiz oranı kanalının etkin bir şekilde çalıştığına yönelik sonuçlar bulurken, Uğur vd. (2016), Türkiye ekonomisinde parasal aktarım mekanizması kanallarının kısa dönemde işlediğine yönelik sonuçlar bulmuşlardır. Ayrıca literatürde Türkiye ekonomisinde faiz oranı kanalının analizi ile ilgili farklı sonuçların bulunduğu çalışmalarda vardır. Bu çalışmalarda; Atgür ve Altay (2018) çalışmalarında faiz oranı kanalının kısmen çalıştığı sonucuna ulaşırlarken, Demir (2018) çalışmasında kısa vadeli ve reel uzun vadeli faiz oranları ile enflasyon arasında bir ilişkinin olduğunu fakat faiz oranı kanalının reel ekonomi üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşmıştır. Literatürdeki bazı çalışmalarda farklı sonuçların bulunması, çalışmalardaki baz alınan zaman aralığının farklı olmasından ve kullanılan ekonometrik yöntemler arasındaki farklılıklardan dolayı kaynaklanabileceği düşünülmektedir.

KAYNAKÇA

- AKDENİZ, C., & ÇATIK, A. N. (2019). “Parasal Aktarım Mekanizmalarının İşleyişinde Finansal Koşulların Önemi: TVP-VAR Modellerinden Bulgular”, Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, ss. 73–96.
- AKKILIÇ, S. (2007). *Parasal Aktarım Mekanizması ve Türkiye’de Döviz Kuru Kanalı*. (Doktora Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- AKLAN ADANUR, N., ve NARGELEÇEKENLER, M. (2008a) “Para Politikalarının Banka Kredi Kanalı Üzerindeki Etkileri”, İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi, ss. 109–132.
- AKLAN ADANUR, N., ve NARGELEÇEKENLER, M. (2008b) “Para Politikası Faiz Kararları ve Uzun Dönem Faiz İlişkisi: Türkiye Örneği”, Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi, ss. 141–163.
- ARABACI, Ö., ve BAŞTÜRK, M. F. (2013) "Faiz Oranı Kanalı'nın 2001 – 2008 Döneminde Türkiye ' de Etkinliğinin Değerlendirilmesi", Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, ss. 15–33.
- ATGÜR, Musa ve ALTAY, N. Oğuzhan (2018) “Yeni Para Politikası Arayışları Bağlamında Parasal Aktarım Mekanizması Faiz Kanalı'nın İşleyişi: Türkiye ve Endonezya Ülke Örnekleri”, Uluslararası Yönetim İktisat ve İşletme Dergisi, Cilt 14, Sayı 3, ss. 601-624.
- BERNANKE, B. S., & GERTLER, M. (1995). “Inside the Black Box : The Credit Channel of Monetary Policy Transmission”, Journal of Economic Perspectives, 9(4), pp. 27–48.
- BİLDİRİCİ Melike, ALP Elçin Aykaç, ERSİN Özgür Ö., BOZOKLU Ümit. (2010) *İktisatta Kullanılan Doğrusal Olmayan Zaman Serisi Yöntemleri*, 1. bs. Türkmen Kitabevi. İstanbul.
- BORDON, A. R., & WEBER, A. (2010) “The Transmission Mechanism in Armenia : New Evidence from a Regime Switching VAR Analysis”, IMF Working Paper Middle, pp. 1–31.
- BOZDAĞLIOĞLU, Y. E., & ÖZPINAR, Ö. (2011). “Türkiye’ye Gelen Doğrudan Yabancı Yatırımların Türkiye’nin İhracat Performansına Etkilerinin VAR Yöntemi ile Tahmini.” Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, 13(3), ss. 39–63.

- BOZOKLU, Ş. (2005). *Banka Kredi Aktarım Mekanizması: VAR Yaklaşımı*, (Yüksek Lisans Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- BOZOKLU, Ü. (2010). *MS-VAR Yönteminin Çoklu Denge Modellemesinde Kullanılması*. (Doktora Tezi), Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- BÜYÜKAKIN, F., BOZKURT, H., & CENGİZ, V. (2009). “Türkiye’de Parasal Aktarımın Faiz Kanalının Granger Nedensellik ve Toda-Yamamoto Yöntemleri ile Analizi.” *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 33, ss. 101–118.
- BÜYÜKYILMAZ, A. (2015). *Markov Rejim Değişimli Vektör Otoregresif Modeller ve Doğrusal Olmayan Nedensellik Analizi: OECD Ülkelerinde Yenilenebilir Enerji Tüketimi, CO2 Emisyonu ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki İçin Bir Uygulama*, (Doktora Tezi), Akdeniz Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- CAMBAZOĞLU, B. (2010). *Parasal Aktarım Mekanizması Kredi Kanalı: Kuram ve Türkiye Örneği*, (Doktora Tezi), Adnan Menderes Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- CENGİZ, V. (2007), *Parasal Aktarım Mekanizmasında Kredi Kanalının Etkinliği Üzerine Bir Analiz: Türkiye Örneği (1990-2006)*, (Doktora Tezi) Kocaeli Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Kocaeli.
- CHOWDHURY, R. A., & MACLENNAN, D. (2014), “Asymmetric Effects of Monetary Policy on the UK House Prices : A Markov- Switching Vector Autoregression Model (MS-VAR).” In *Housing Economics and Market Analysis*. Centre for Housing Research, University of St Andrews., pp. 1–28.
- ÇAM, S., & KILIÇ, S. B. (2018), “Altın Fiyatı Günlük Getirilerinin Yapay Sinir Ağları ve Markov Zincirleri Modelleri ile Tahmini.” *UIİİD-IJEAS*, ss. 681–694. <https://doi.org/10.18092/ulikidince.347048>
- ÇATIK, A. N., & MARTIN, C. (2012), “Macroeconomic Transitions and The Transmission Mechanism : Evidence from Turkey.” *Economic Modelling*, 29, pp. 1440–1449. <https://doi.org/10.1016/j.econmod.2012.02.015>
- ÇATIK, N. A., & KARAÇUKA, M. (2011), “The Bank Lending Channel in Turkey: Has It Changed After the Low Inflation Regime?” *DICE Discussion Paper*, 32, pp. 1–16.
- ÇELİK, T. T., & TAŞ, O. (2007), “Etkin Piyasa Hipotezi ve Gelişmekte Olan Hisse Senedi Piyasaları.” *İTÜ Sosyal Bilimler Dergisi*, 4(2), ss. 11–22.

- DEMİR, H. (2018), *Parasal Aktarım Mekanizmalarından Faiz Kanalının Reel Ekonomiye Etkileri: Türkiye Örneği*, (Yüksek Lisans Tezi), Tekirdağ Namık Kemal Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- DICKEY, D. A., & FULLER, W. A. (1979), “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series With a Unit Root”, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), pp. 427–431.
- DİCKEY, D. A., & FULLER, W. A. (1981), “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root”, *Econometrica*, 49(4), pp. 1057–1072.
- DOĞAN, B. (2012), “Geleneksel Aktarım Mekanizması: Türkiye Örneği.” *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 33, ss. 211–220.
- DROUMAGUET, M. (2012). *Markov-Switching Vector Autoregressive Models : Monte Carlo Experiment , Impulse Response Analysis , and Granger-Causal Analysis*. European University Institute Department of Economics. <https://doi.org/10.2870/63610>
- EHRMANN, M., ELLİSON, M., & VALLA, N. (2003). “Regime-dependent Impulse Response Functions in a Markov -Switching Vector Autoregression Model.” *Economics Letters*, 78, pp. 295–299.
- ENDERS, Walter. (2004), *Applied Econometric Time Series*. 1. bs. New York: Wiley.
- ENGEL, C., J.D. HAMILTON, (1990) "Long Swings in the Dollar: Are They in the Data and Do Markets Know It ?", *American Economic Review*, C. 80 s.4: 689–713.
- ERDOĞAN, S., & DURMUŞ, Ç. Y. (2009) “Türkiye’de Faiz Kanalı ile Parasal Aktarım Mekanizması.” *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 4(2), ss. 57–72.
- FUJIWARA, I. (2004) "Evaluating Monetary Policy when Nominal Interest Rates are Almost Zero", *Journal of the Japanese and International Economies*, C. 20: 434-453.
- GOLDFELD, S. M., & QUANDT, R. E. (1973). “A Markov Model For Switching Regressions.” *Journal of Econometrics*, pp. 3–16.
- GUJARATI, Damador N. (2010). *Temel Ekonometri, (Çev. Ü. Şenesen ve G. Günlük Şenesen)*, İstanbul: Literatür Yayıncılık, 7. Baskı.

- GÜR, E. T. (2003), *Kredi Kanalıının Etkin Çalışması ve Türkiye Uygulaması*, (Uzmanlık Yeterlilik Tezi) Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası, Bankacılık ve Finansal Kuruluşlar Genel Müdürlüğü, Ankara.
- HAMILTON, James D. (1989), "A New Approach to The Economic Analysis of Nonstationary Time Series and The Business Cycle", *Econometrica*. c. 57: 357-384.
- HAMILTON, James D (1990), "Analysis of Time Series Subject to Regime Changes", *Journal of Econometrics*. c. 45: 39-70.
- HAMILTON, J. D. (1994). *Time Series Analysis*. Princeton University Press: Princeton, New Jersey.
- HAMILTON, J. D. (2005), "Regime switching models. Macroeconometrics and Time Series Analysis", 1–15. https://doi.org/10.1057/9780230280830_23
- HUBBARD, R. Glenn. (1995), "Is There A 'Credit Channel' For Monetary Policy?", *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, vol. 77, no. 3, pp. 63-77.
- IŞKIN, G. (2017). *Parasal Aktarım Mekanizması İçerisinde Varlık Fiyatları Kanalıının İşleyişi: Türkiye Uygulaması*, (Yüksek Lisans Tezi), Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- İĞDE, E. (2010), *Yapısal Değişiklik Altında Birim Kök Testleri ve Bazı Makro İktisadi Değişkenler Üzerine Uygulamalar*. (Yüksek Lisans Tezi), Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- KASAPOĞLU, Ö. (2007), *Parasal Aktarım Mekanizmaları: Türkiye İçin Uygulama*. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü, Ankara.
- KHEMİRİ, R., & ALİ, M. S. Ben. (2012). "Exchange Rate Pass-through and Inflation Dynamics in Tunisia: A Markov-Switching Approach." *Kiel Institute for the World Economy (IfW)*, 39, 1–27. Retrieved from <http://www.economics-ejournal.org/economics/discussionpapers/2012-39%0AExchange>
- KIM, Chang-Jin, CHARLES R. Nelson. (1999), "State-Space Models With Regime Switching", MIT Press: Cambridge.
- KİNG, Mervyn (1994). "The Transmission Mechanism of Monetary Policy", *Bank of England Quarterly Bulletin*, pp. 261-267. Erişim: <https://www.bankofengland.co.uk/quarterly->

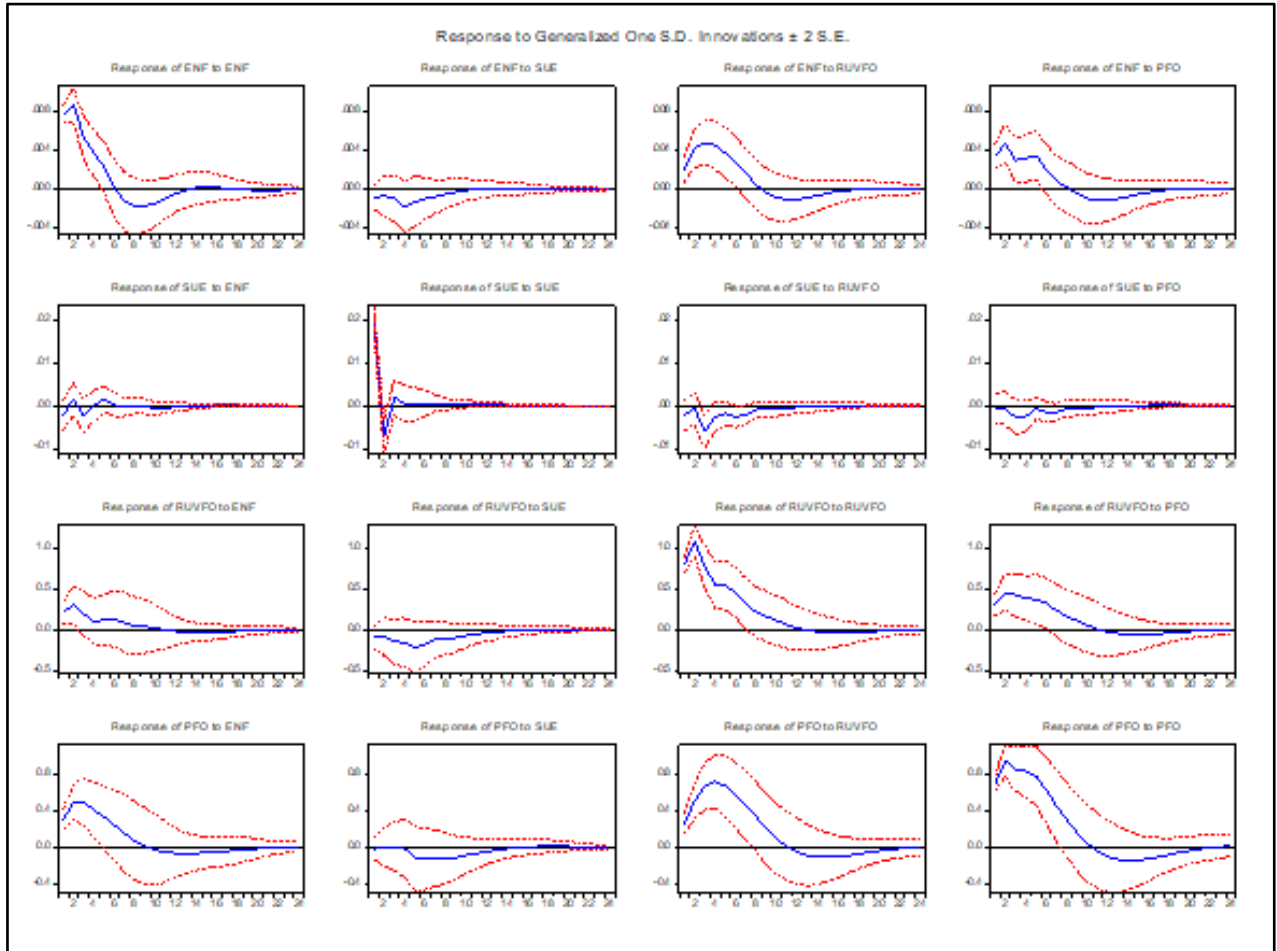
- KÖK R., EKİNCİ, R. ve YALÇINKAYA, A. E. A. (2015), “Ülke Riski Bileşenlerinin Bankacılık ve Reel Sektör Üzerine Etkileri: Türkiye Örneği, 1993-2015”, Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt: 19, Sayı: 2, ss. 151-171.
- KROLZİG Hans Martin. (1997), *Markov Switching Vector Autoregressions Modeling, Statistical Inference and Application to Business Cycle Analysis*. Berlin: Springer.
- KROLZİG Hans Martin. (1998), "Econometric Modeling of Markov-Switching Vector Autoregressions using MSVAR for Ox", Oxford University Manuscript.
- KROLZİG Hans Martin (2000), "Predicting Markov-Switching Vector Autoregressive Processes", Oxford University Working Paper: 2000W31
- KROLZİG Hans Martin, MASSIMILIANO Marcellino, GREYHAM E. Mizon. (2002), *Empirical Economics*. c. 27: 233-254.
- KROLZİG Hans Martin., TORO j., (2004). "Classical and Modern Business Cycle Measurement: The European Case." *Spanish Economic Review*. c. 7: 1-22.
- KROLZİG, Hans Martin. (2006), "Impulse-Response Analysis in Markov Switching Vector Autoregressive Models", Economics Department. University of Kent. Keynes College. https://editorialexpress.com/cgi-bin/conference/download.cgi?db_name=res2007&paper_id=700.
- LANGE, R. H. (2017), “Macroeconomic Switching Regimes and Monetary Policy in Canada.” *Applied Economics and Finance*, 4(4), 17–31. <https://doi.org/10.11114/aef.v4i4.2342>
- LINDGREN G. (1978) "Markov Regime Models for Mixed Distributions and Switching Regressions", *Scandinavian Journal of Statistics*.c.5:81–91.
- MISHKIN, F. S. (1995). “Symposium on the Monetary Transmission Mechanism.” *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 3–10.
- MISHKIN, F. S. (1996). “The Channels of Monetary Transmission: Lessons For Monetary Policy.” Nber Working Paper Series, pp. 1–27.
- MISHKIN, Frederic S. (2000), *Para Teorisi - Politikası*, (Çev.: İlyas ŞıklarAhmet Çakmak-Suat Yavuz), İstanbul: Bilim Teknik Yayınevi.

- MISHKIN, Frederic S. (2013), *The Economics of Money, Banking, and Financial Markets*, Pearson Education Limited, 10th Edition.
- NAGAYASU, J. (2007), "Empirical Analysis of the Exchange Rate Channel in Japan." *Journal of International Money and Finance*, 26, pp. 887–904.
<https://doi.org/10.1016/j.jimonfin.2007.05.002>
- OKTAR, S. (2013), "2008 Global Finans Krizi, Parasal Aktarım Kanalları ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın (TCMB) Deneysel Politika Çabaları", *Marmara Üniversitesi İ.İ.B. Dergisi*, ss. 1–28.
- ÖRNEK, İ. (2009), "Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyişi." *Maliye Dergisi*, 156, ss. 104–125.
- ÖZDEMİR, A. K. (2012), *Parasal Aktarım Mekanizmasında Banka Kredi Kanalının Yeri: Türkiye Üzerine Bir İnceleme*. (Doktora Tezi), İstanbul Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- PHILLIPS P. C. B., PERRON P. (1988), "Testing For A Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, No. 2., pp. 335-346.
- SARAÇ, T. B., & UÇAN, O. (2013), "The Interest Rate Channel in Turkey : An Investigation with Kalman Filter Approach." *International Journal of Economics and Financial Issues*, 3(4), pp. 874–884.
- SIMS, Christopher A. (1980), "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol: 48, No: 1, pp. 1-33.
- TAYLOR, J. B. (1995), "The Monetary Transmission Mechanism : An Empirical Framework." *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), pp. 11–26.
- TCMB. (2007), *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Bülten*. TCMB Yayını.
- TCMB. (2013), *Parasal Aktarım Mekanizması*. TCMB Yayını. Ankara.
<http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/4e99834e-179b-4a08-820cf2b259032afd/ParasalAktarim.pdf?MOD=AJPERES&CVID>,
- TCMB (Ocak, 2014), *Para Politikası Kurulu Kararı*, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Yayını: Ankara.

- TCMB (Haziran, 2018), *Para Politikası Kurulu Kararı*, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Yayını: Ankara.
- TCMB (Eylül, 2018), *Para Politikası Kurulu Kararı*, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Yayını: Ankara.
- TOBB (2014), *Ekonomik Rapor*, Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği yayınları, www.tobb.org.tr
- TOBB (2019), *Ekonomik Rapor*, Türkiye Odalar ve Borsalar Birliği yayınları, www.tobb.org.tr
- TUNALI, H., & YALÇINKAYA, Y. (2016), “Geleneksel Olmayan Para Politikası Uygulamasında Enflasyon ile Döviz Kuru Arasındaki Nedensellik İlişkisinin Analizi.” İktisat Fakültesi Mecmuası, ss. 61–112.
- TÜRKMEN, N. C. (2017), *Konjonktürel Dalgalanma Modelleri Bağlamında Yeni Monetarist Yaklaşımın MS-VAR Modeli ile Analizi*, (Doktora Tezi), Yıldız Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.
- UĞUR, A., SANCAR, C., & ATALAY POLAT, M. (2016), “Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyişine İlişkin Ampirik Bulgular: (1998-2015).” *International Journal Of Eurasia Social Sciences*, 7(22), ss. 34–55.
- YALÇIN, E. (2018), *Küresel Kriz Sonrası Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizmasının Etkinliği*. (Yüksek Lisans Tezi), Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü.

EKLER

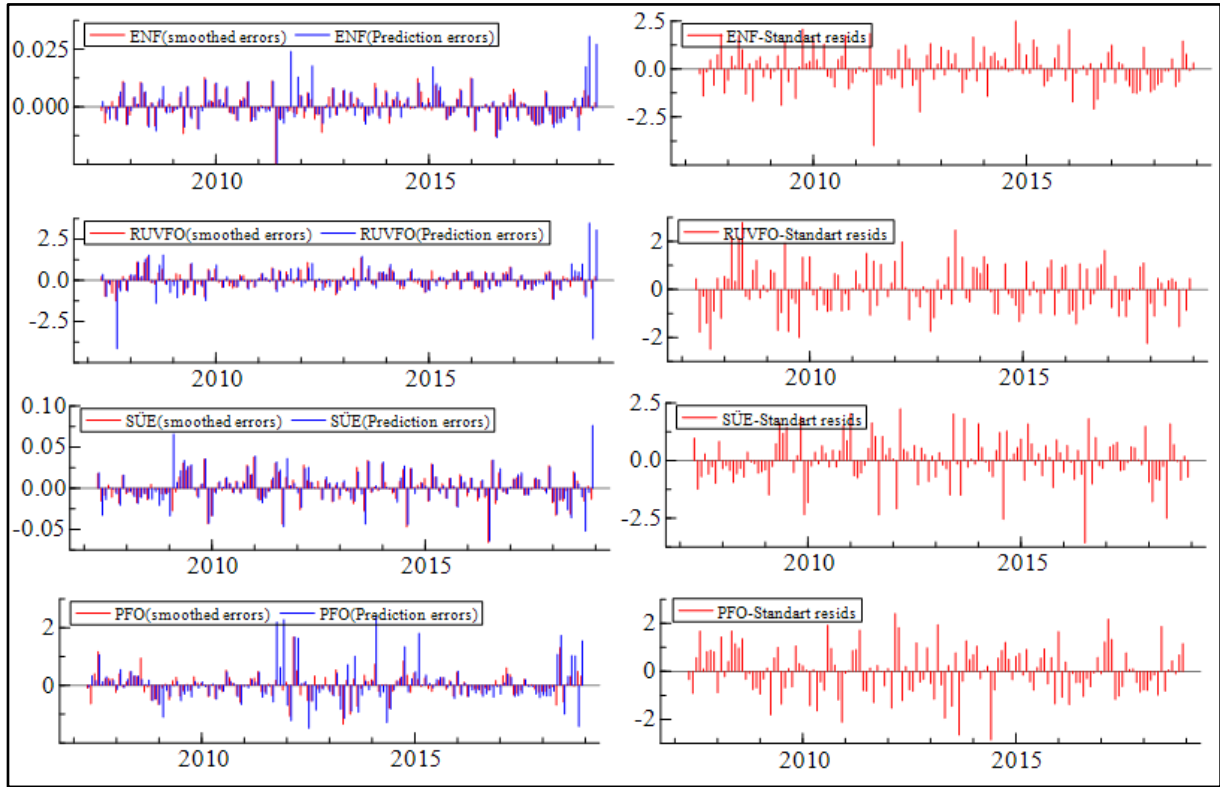
Ek 1: VAR Modelinin Etki Tepiki Analizi Sonuçları



Ek 2: Bilgi Kriterlerine Göre En Uygun MS-VAR Modelinin Seçimi

Model	Parametre Sayısı	Log Olabilirlik	LR	SIC	HQ	AIC
MSI(2)-VAR(1)	36	545,0657	1348,5	-6,3739	-6,8167	-7,1198
MSIH(2)-VAR(1)	46	580,0427	1418,5	-6,516	-7,0818	-7,4691
MSIA(2)-VAR(1)	52	561,9663	1382,3	-6,055	-6,6946	-7,1324
MSIAH(2)-VAR(1)	62	591,3719	1441,1	-6,1192	-6,8818	-7,4038
MSI(2)-VAR(2)	52	578,1933	1389,8	-6,3288	-6,9713	-7,4112
MSIH(2)-VAR(2)	62	619,2164	1471,9	-6,5575	-6,7637	-7,8481
MSIA(2)-VAR(2)	84	631,0669	1495,6	-5,9567	-6,9946	-7,7052
MSIAH(2)-VAR(2)	94	640,8885	1515,2	-5,746	-6,9075	-7,7027
MSI(2)-VAR(3)	68	584,17	1397,7	-5,8995	-6,7437	-7,3216
MSIH(2)-VAR(3)	78	627,8872	1485,1	-6,1686	-7,1369	-7,7998
MSIA(2)-VAR(3)	116	680,606	1590,6	-5,5827	-7,0228	-8,0086
MSIAH(2)-VAR(3)	126	657,26	1543,9	-4,9005	-6,4648	-7,5356
MSI(2)-VAR(4)	84	586,421	1384,7	-5,4125	-6,4602	-7,1774
MSIH(2)-VAR(4)	96	643,9712	1499,8	-5,8816	-7,0541	-7,8567
MSIA(2)-VAR(4)	148	710,2027	1632,3	-4,6482	-6,619	-7,9681
MSIAH(2)-VAR(4)	158	715,7657	1643,4	-4,9217	-7,3237	-8,0315
MSI(2)-VAR(5)	100	598,9593	1398,5	-5,0681	-6,3214	-7,1793
MSIH(2)-VAR(5)	110	651,1723	1502,9	-5,4644	-6,843	-7,7867
MSIA(2)-VAR(5)	180	726,2259	1653,1	-4,0593	-6,3151	-7,8594
MSIAH(2)-VAR(5)	190	750,1147	1700,8	-4,0481	-6,4292	-8,0192
MSI(2)-VAR(6)	116	601,3944	1398,3	-4,5741	-6,0348	-7,0347
MSIH(2)-VAR(6)	126	657,4696	1510,5	-5,0297	-6,6163	-7,7025
MSIA(2)-VAR(6)	212	746,1414	1687,8	-3,2442	-5,9137	-7,7412
MSIAH(2)-VAR(6)	222	751,2404	1698,1	-2,9611	-5,7565	-7,6702

Ek 3: MSIAH(2)-VAR(4) Modelinin Hata Terimleri



BURSA ULUDAĞ ÜNİVERSİTESİ

TEZ ÇOĞALTMA VE ELEKTRONİK YAYIMLAMA İZİN FORMU

Yazar Adı Soyadı	Onur BARCA
Tez Adı	Türkiye'de Faiz Oranı Kanalı: MS-VAR Modeli Uygulaması
Enstitü	Sosyal Bilimler Enstitüsü
Anabilim Dalı	Ekonometri
Tez Türü	Yüksek Lisans
Tez Danışmanı	Doç. Dr. Özer ARABACI
Çoğaltma (Fotokopi Çekim) İzni Kısıtlama	<input type="checkbox"/> Patent Kısıt (2 yıl) <input type="checkbox"/> Genel Kısıt (6 ay) <input checked="" type="checkbox"/> Tezimin elektronik ortamda yayımlanmasına izin veriyorum.

Hazırlamış olduğum tezimin belirttiğim hususlar dikkate alınarak, fikri mülkiyet haklarım saklı kalmak üzere Bursa Uludağ Üniversitesi Kütüphane ve Dokümantasyon Daire Başkanlığı tarafından hizmete sunulmasına izin verdiğimi beyan ederim.

19.08.2019

