

# **PARA POLİTİKASI ÜZERİNE ÜÇ DENEME**

**Nagihan AKSOY**

**Temmuz 2023**

**DENİZLİ**



# PARA POLİTİKASI ÜZERİNE ÜÇ DENEME

Pamukkale Üniversitesi  
Sosyal Bilimler Enstitüsü  
İktisat Anabilim Dalı  
İktisat Bilim Dalı

Nagihan AKSOY

Danışman: Prof. Dr. Mehmet İVRENDİ

Temmuz 2023

DENİZLİ

Bu tezin tasarımı, hazırlanması, yürütülmesi, arařtırmalarının yapılması ve bulgularının analizlerinde bilimsel etięe ve akademik kurallara özenle riayet edildiđini; bu çalışmanın doğrudan birincil ürünü olmayan bulguların, verilerin ve materyallerin bilimsel etięe uygun olarak kaynak gösterildiđini ve alıntı yapılan çalışmalara atıfta bulunulduđunu beyan ederim.

İmza  
Nagihan AKSOY

## ÖN SÖZ

Doktora eğitimi emek ve sabır isteyen son derece zorlu bir süreçtir. Beş yıl süren bu zorlu süreçte engin bilgi ve tecrübeleri ile bana yol gösteren, zaman ve emeğini bir an bile olsun esirgemeyen, her defasında sabırla doğruyu öğreten ve destek olan danışman hocam Sn. Prof. Dr. Mehmet İVRENDİ' ye sonsuz teşekkürü bir borç bilirim.

Tez sürecinin başından sonuna kadar her aşamada yardımlarını ve desteklerini eksik etmeyen, yapıcı eleştiriler ile tezime önemli katkılar sunan Tez İzleme Kurulu üyeleri Sn. Prof. Dr. Tolga OMA Y' a ve Sn. Prof. Dr. Reşat Ceylan'a; jüri üyeleri Sn. Doç. Dr. Mustafa Ozan YILDIRIM' a ve Sn. Doç. Dr. Metin TETİK' e, doktora eğitimim boyunca bir arada güzel ve öğretici vakit geçirmemde vesile ismini şuan sayamadığım tüm hocalarıma, Pamukkale Üniversitesi İktisat bölümü öğretim üyelerine, araştırma görevlilerine ve diğer çalışanlarına teşekkürlerimi sunarım. Ayrıca bu tez çalışmasının 2022SOBE002 numaralı proje kapsamında desteklenmesine vesile olan Pamukkale Üniversitesi BAP Komisyonu'na desteklerinden dolayı minnettarım.

Lisans, Yüksek Lisans ve Doktora eğitimim yani tüm eğitim hayatım boyunca maddi ve manevi desteklerini bir an olsun esirgemeyen ve eksik etmeyen başta annem Zekiye AKSOY ve babam Erdoğan AKSOY olmak üzere tüm aile bireylerime ve arkadaşlarıma minnet borçluyum. Hepsine teşekkür ediyor ve bu tezi onlara ithaf ediyorum.

## ÖZET

### PARA POLİTİKASI ÜZERİNE ÜÇ DENEME

AKSOY, Nagihan

Doktora Tezi

İktisat ABD

İktisat Bilim Dalı

Tez Yöneticisi: Prof. Dr. Mehmet İVRENDİ

Temmuz 2023, IX+172 sayfa

Bu tez para politikasının etkileri üzerine üç ayrı denemeden oluşmaktadır. İlk bölümün amacı Türkiye’de para politikası uygulamalarının ekonominin temel reel sektörlerine hangi kanallardan aktarıldığını ve ekonomide bir para politikası şoku meydana geldiğinde reel sektörlerin ne yönde ve oranda bu şoktan etkilendiğini araştırmaktır. Bu doğrultuda 2011:01 - 2019:12 dönemi ele alınarak, parasal aktarım mekanizmasının beklenti, faiz, kredi ve döviz kuru kanalının sanayi, hizmet ve inşaat sektörü üzerindeki etkisi Vektör Otoregresif (VAR) yöntem ile analiz edilmiş ve parasal aktarım mekanizması kanallarının etkisinin sektörlerle göre farklılık gösterdiği tespit edilmiştir. İkinci bölümün amacı para politikasının işsizlik oranı üzerindeki etkisini araştırmaktır. Bu amaçla yola çıkılarak para politikasının işsizlik oranları üzerindeki etkisi farklı yaş gruplarına ilişkin işsizlik oranları üzerinden incelenmiştir. 2009:Q1 - 2020:Q4 döneminin baz alındığı ve VAR yönteminden yararlanılan bu çalışmanın bulguları, para politikasının işsizlik üzerindeki etkisinin yaş arttıkça azaldığı ve 65 yaş üstü grubu ise hiç etkilemediği yönündedir. Üçüncü bölümde para ve maliye politikası etkileşiminin gelir dağılımına etkisi 27 gelişmekte olan ve 33 gelişmiş ülke grupları için Arrelano-Bond Fark GMM tahmincisinden yararlanılarak incelenmiştir. 2010- 2021 döneminin esas alındığı analiz bulguları, gelişmekte olan ülkelerde daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerinde bozucu, daraltıcı maliye politikasının iyileştirici ve her iki politika etkileşiminin iyileştirici etki ettiği yönünde iken, gelişmiş ülke gruplarında ise yalnızca para politikasının etkili olduğu ve gelir eşitsizliğini arttırdığı, maliye politikasının ve iki politika etkileşiminin ise gelir dağılımı üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığı yönündedir.

**Anahtar Kelimeler:** Para Politikası, Reel Sektörler, İşsizlik, Gelir Dağılımı, VAR, Dinamik Panel Veri Analizi

## ABSTRACT

### THREE ESSAYS ON MONETARY POLICY

AKSOY, Nagihan

Ph. D. Tesis

Department of Economics

Advisor of Thesis: Prof. Dr. Mehmet İVRENDİ

July 2023, IX+172 pages

**This thesis consists of three separate essays on the effects of monetary policy. The aim of the first part is to investigate through which channels the monetary policy implementations are transferred to the main real sectors of the economy in Turkey and in what way and to what extent the real sectors are affected when a monetary policy shock occurs in the economy. In this direction, considering the period 2011: 01-2019: 12, the effect of the monetary transmission mechanism's expectation, interest, credit and exchange rate channel on the industry, service and construction sectors was analyzed with the Vector Autoregressive (VAR) method and it was determined that the effect of the monetary transmission mechanism channels differs according to the sectors. The purpose of the second part is to investigate the effect of monetary policy on the unemployment rate. Based on this purpose, the effect of monetary policy on unemployment rates was examined through unemployment rates for different age groups. The findings of this study, based on the period 2009:Q1-2020:Q4 and using the VAR method, show that the effect of monetary policy on unemployment decreases as age increases and does not affect the over 65 age group at all. In the third part, the effect of the interaction of monetary and fiscal policy on income distribution is examined by using the Arrelano-Bond Difference GMM estimator for 27 developing and 33 developed country groups. The findings of the analysis based on the period of 2010-2021 show that contractionary monetary policy has a distorting effect on income distribution, contractionary fiscal policy has a positive effect on income distribution, and both policy interactions have a positive effect on the income distribution, while in developed country groups only monetary policy is effective and increases income inequality, and fiscal policy and the interaction of two policies do not have a significant effect on income distribution.**

**Keywords:** Monetary Policy, Real Sectors, Unemployment, Income Distribution, VAR, Dynamic Panel Data Analysis

## İÇİNDEKİLER

ÖN SÖZ .....	i
ÖZET.....	ii
ABSTRACT.....	iii
İÇİNDEKİLER .....	iv
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	vi
TABLolar DİZİNİ .....	vii
GRAFİKLER DİZİNİ .....	viii
SİMGE VE KISALTMALAR DİZİNİ .....	ix
GİRİŞ .....	1

### BİRİNCİ BÖLÜM

#### TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASININ REEL SEKTÖRLER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

1.1. Giriş .....	4
1.2. Parasal Aktarım Mekanizması.....	5
1.3. Sektörlerin Türkiye Ekonomisindeki Payı .....	9
1.4. Literatür Taraması .....	11
1.5. Ampirik Yöntem ve Veri Seti.....	17
1.5.1. Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının Sektörler Üzerindeki Etkinliği. 17	
1.5.1.1. Birim Kök Testi .....	19
1.5.1.2. VAR Analizi .....	23
1.5.2. Para Politikasının Sektörler Üzerindeki Etkisi .....	59
1.5.2.1. Birim Kök Testi .....	60
1.5.2.2. VAR Analizi .....	62
1.6. Analiz Bulguları ve Değerlendirme .....	66

### İKİNCİ BÖLÜM

#### TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASININ İŞSİZLİK ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

2.1. Giriş .....	68
2.2. Türkiye'de İşsizliğin Boyutları .....	70
2.3. Literatür Taraması .....	77
2.4. Ampirik Model ve Veri Seti.....	80
2.4.1. Birim Kök Testi .....	81
2.4.2. VAR Analizi .....	84
2.5. Analiz Bulguları ve Değerlendirme .....	103

### ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

#### EKONOMİ POLİTİKALARININ GELİR DAĞILIMINA ETKİSİ: GELİŞMEKTE OLAN VE GELİŞMİŞ ÜLKELER ÖRNEĞİ

3.1. Giriş .....	107
3.2. Gelişmekte Olan ve Gelişmiş Ülkelerde Gelir Eşitsizliğinin Boyutları.....	111
3.3. Literatür Taraması .....	116
3.4. Ampirik Yöntem ve Veri Seti.....	124
3.4.1. Panel Veri Analizi.....	124



3.4.2. Dinamik Panel Veri .....	127
3.4.2.1. Birinci Farklar Tahmincisi .....	130
3.4.2.2. Anderson ve Hsiao Tahmincisi.....	130
3.4.2.3. Arellano ve Bond Tahmincisi .....	132
3.4.3. Model Seçimi, Veri Seti ve Ampirik Bulgular .....	133
3.4.3.1. Model Seçimi .....	133
3.4.3.2. Veri Seti.....	134
3.4.3.3. Yatay Kesit Bağımlılığı .....	136
3.4.3.4. Birim Kök Testi .....	138
3.4.3.5. Dinamik Panel Veril Analiz Sonuçları .....	142
3.5. Analiz Bulguları ve Değerlendirme .....	147
SONUÇ .....	149
KAYNAKLAR .....	154
ÖZ GEÇMİŞ .....	171

## ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 1.1. Parasal Aktarım Mekanizması .....	6
Şekil 1.2. AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri .....	26
Şekil 1.3. VAR1 Etki- Tepki Fonksiyonları.....	28
Şekil 1.4. VAR2 Etki- Tepki Fonksiyonları.....	39
Şekil 1.5. VAR 3 Etki- Tepki Fonksiyonları .....	49
Şekil 1.6. Reel Konut Kredi Hacmindeki Bir Şokun İnşaat Sektörüne Etkisi .....	54
Şekil 1.7. AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri .....	63
Şekil 1.8. Sektörlerin Etki-Tepki Fonksiyonları .....	64
Şekil 2.1. AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri .....	87
Şekil 2.2. Etki Tepki Fonksiyonları .....	88
Şekil 2.3. AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri .....	97
Şekil 2.4. Etki Tepki Fonksiyonları .....	98
Şekil 3.1. Lorenz Eğrisi.....	112

## TABLOLAR DİZİNİ

Tablo 1.1. Değişkenler ve tanımı .....	19
Tablo 1.2. ADF Birim Kök Testi Sonuçları .....	20
Tablo 1.3. PP Birim Kök Testi Sonuçları .....	20
Tablo 1.4. Zivot- Andrews Birim Kök Testi Sonuçları .....	21
Tablo 1.5. Lee-Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi .....	22
Tablo 1.6. Optimum Gecikme Uzunlukları .....	25
Tablo 1.7. LM Test Sonuçları .....	26
Tablo 1.8. VAR1 Varyans Ayrıştırması .....	38
Tablo 1.9. VAR2 Varyans Ayrıştırması .....	48
Tablo 1.10. VAR3 Varyans Ayrıştırması .....	57
Tablo 1.11. Değişkenler, Tanım ve Kaynak .....	60
Tablo 1.12. ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları .....	61
Tablo 1.13. Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları .....	61
Tablo 1.14. Lee-Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları .....	62
Tablo 1.15. Sektörlerin Varyans Ayrıştırması .....	65
Tablo 2.1. 27 AB ülkesi ve Türkiye’de İşsizlik Oranları .....	72
Tablo 2.2. 27 AB ülkesi ve Türkiye’de 15-24 Yaş İşsizlik Oranları .....	73
Tablo 2.3. Değişkenler, Tanım ve Kaynak .....	81
Tablo 2.4. PP Birim Kök Test Sonuçları .....	82
Tablo 2.5. KPSS Birim Kök Test Sonuçları .....	83
Tablo 2.6. Zivot- Andrews Birim Kök Test Sonuçları .....	84
Tablo 2.7. LM Test Sonuçları .....	86
Tablo 2.8. White Test Sonuçları .....	86
Tablo 2.9. Varyans Ayrıştırması (VAR1) .....	90
Tablo 2.10. Varyans Ayrıştırması (VAR2) .....	91
Tablo 2.11. Varyans Ayrıştırması (VAR3) .....	92
Tablo 2.12. Varyans Ayrıştırması (VAR4) .....	93
Tablo 2.13. Varyans Ayrıştırması (VAR5) .....	93
Tablo 2.14. Varyans Ayrıştırması (VAR6) .....	94
Tablo 2.15. Değişkenler, Tanım ve Kaynak 2 .....	95
Tablo 2.16. PP Birim Kök Test Sonuçları .....	95
Tablo 2.17. KPSS Birim Kök Test Sonuçları .....	96
Tablo 2.18. LM Test Sonuçları .....	97
Tablo 2.19. White Test Sonuçları .....	97
Tablo 2.20. Varyans Ayrıştırması (VAR7) .....	99
Tablo 2.21. Varyans Ayrıştırması (VAR8) .....	100
Tablo 3.1. Değişkenler, Tanım ve Kaynak .....	136
Tablo 3.2. Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları .....	138
Tablo 3.3. LLC Birim Kök Test Sonuçları .....	140
Tablo 3.4. CIPS Birim Kök Testi Sonuçları .....	142
Tablo 3.5. Gelişmekte Olan Ülkeler Dinamik Panel Analiz Sonuçları .....	143
Tablo 3.6. Gelişmiş Ülkeler Dinamik Panel Analiz Sonuçları .....	145
Tablo 3.7. Gelişmiş Ülkeler Dinamik Panel Analiz Sonuçları 2 .....	146

## GRAFİKLER DİZİNİ

Grafik 1.1. Sektörlere Göre Cari Fiyatlarla Gayri Safi Yurtiçi Hasıla.....	10
Grafik 1.2. İstihdamın Sektörel Dağılımı.....	11
Grafik 1.3. Sanayi Ciroununun Alt sektörlere göre dağılımı .....	36
Grafik 1.4. Hizmet ciroosununun alt sektörlere göre dağılımı (2011-2019 ortalama).....	41
Grafik 1. 5. Türkiye’ye Gelen Yabancı Ziyaretçi Sayısı ve Turizm Geliri.....	47
Grafik 1.6. İnşaat Alt Sektörlerinin Toplam Ciro İçindeki Payları.....	51
Grafik 1.7. Reel Konut Kredilerinin Reel Özel Kesim Kredi Hacmi İçindeki Payı .....	53
Grafik 1.8. Konut Satış İstatistikleri .....	56
Grafik 1.9. İnşaat Maliyet ve Fiyat Endeksleri .....	56
Grafik 2.1. Türkiye’de Yaş Gruplarına Göre İşsizlik Oranları .....	74
Grafik 2.2. Türkiye’de Cinsiyete Göre İşsizlik Oranları.....	75
Grafik 2.3. 25-34 Yaş Arası Kadın ve Erkek İşgününe Katılım Oranı .....	100
Grafik 2.4. 25-34 Yaş Arası Kadın ve Erkek İstihdam Oranı .....	101
Grafik 2.5. 25-54 Yaş Arası Kadın ve Erkek Kayıt Dışı İstihdam Oranları .....	102
Grafik 2.6. 25-34 Yaş Arası Kadın ve Erkeklerin İşteki Durumu .....	103
Grafik 3.1. Gelişmekte Olan ve Gelişmiş Ülkelerde Gini Katsayısının Seyri.....	113
Grafik 3.2. Emek Gelirinin GSYİH İçindeki Payı (%) .....	114
Grafik 3.3. Gelişmiş Ülkelerde P80/P20 Oranları .....	115

**SİMGE VE KISALTMALAR DİZİNİ**

AB	: Avrupa Birliđi
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
BİM	: Birim İş Gücü Maliyeti
EKK	: En Küçük Kareler
EVDS	: Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
FED	: Federal Reserve System (Amerika Merkez Bankası)
GMM	: Genelleştirilmiş Momentler Tahmincisini
GSMH	: Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	: Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
HEKK	: Havuzlanmış En küçük Kareler
IMF	: Uluslararası Para Fonu
IRF	: Etki–Tepki Fonksiyonu
İLO	: Uluslararası Çalışma Örgütü
OECD	: Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
OLS	: Sıradan En Küçük Kareler
REK	: Reel Efektif Döviz Kuru
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TGE	: Tüketici Güven Endeksi
TL	: Türk Lirası
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksi
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu
VAR	: Vektör Otoregresif
Yİ-ÜFE	: Yurt İçi Üretici Fiyat Endeksi

## GİRİŞ

Türkiye tarihinin en büyük krizlerinden biri olan 2001 Şubat krizi diğer adıyla “Kara Çarşamba” Türkiye ekonomisinin dönüm noktası olmuştur. İlk olarak 2001 yılı 22 Şubat tarihinde hükümet ile Merkez Bankasının ortak kararı ile dalgalı döviz kuru rejimine geçilmiş daha sonra Mayıs 2001’de “Güçlü Ekonomiye Geçiş Programı” yürürlüğe konmuştur. 2002 yılında revize edilen bu program kapsamında para ve döviz kuru politikalarına yeni bir perspektif çizilmiş ve bu dönemde Merkez Bankası tarafından, para politikasının temel amacının enflasyon hedeflemesine geçmek olduğu ilan edilmiştir.

Enflasyon hedeflemesi rejimine geçmek için gerekli olan; merkez bankasının bağımsızlığı, para politikasının nihai hedef olarak fiyat istikrarını benimsemesi, mali piyasaların gelişmiş bir yapıya sahip olması gibi koşulları yerine getirmek amacıyla birtakım kararlar alınmıştır. Bu kararlardan biri enflasyonu düşük seviyede ve istikrarlı kılmak amacıyla “örtük enflasyon hedeflemesi”ne geçiş olmuştur. Temel politika aracının kısa vadeli faiz oranı olan örtük enflasyon hedeflemesi 2002-2005 arası dönemde uygulanmıştır. Bu dönemde dalgalı kur rejimine uyum sağlanmış, enflasyon oranı makul seviyelere inmiş ve hedeflenen rakamlarla uyum sağlamıştır. Bir yandan ekonomiye olan güvenilirlik artarken diğer yandan finansal kırılganlık azalmaya başlamış ve merkez bankası bağımsızlığı hususunda önemli ölçüde yol katedilmiştir. Kısaca enflasyon hedeflemesine geçiş için gerekli olan alt yapı büyük oranda sağlanmış ve 2006 yılı başlarından itibaren “Açık Enflasyon Hedeflemesi” rejimi para politikası rejimi olarak belirlenmiştir.

Bu dönemde merkez bankalarının hedeflerini gerçekleştirebilmeleri için uyguladıkları politikaların ekonomiye ne oranda ve ne yönde etki ettiğini anlamak önem kazanmış ve para politikasının ekonomik faaliyeti ve enflasyonu ne şekilde etkilediğini belirlemek ve etkin politika araçları tayin etmek hedefiyle parasal aktarım mekanizmasının işleyişi ile ilgili çalışmalar sıklıkla ele alınmış ve tartışılmıştır.<sup>1</sup> Bu bağlamda bu tezde para politikasının ekonominin reel sektörlerine, farklı yaş gruplarına ait işsizlik oranlarına ve maliye politikası etkileşimi ile birlikte gelir dağılımına etkisi incelenmiştir. Bu inceleme kapsamında birbirinden bağımsız üç bölüm oluşturulmuştur.

Çalışmanın “Türkiye’de Para Politikasının Reel Sektörler Üzerindeki Etkisi” başlıklı birinci bölümünde para politikasının sanayi, hizmet ve inşaat sektörleri

<sup>1</sup> Bu konuyla ilgili Örnek (2009), Cengiz (2009), Sever(2018) bkz.

üzerindeki etkisi incelenmiştir. İlk incelemede para politikasının dört aktarım kanalı olan faiz, döviz kuru, kredi ve beklenti kanalının ayrı ayrı sanayi, hizmet ve inşaat sektör ciroları üzerindeki etkisi ele alınmıştır. Burada amaç Türkiye’de para politikası uygulamalarının ekonominin temel reel sektörlerine hangi kanallardan aktarıldığını ve ekonomide bir para politikası şoku meydana geldiğinde reel sektörlerin ne yönde ve oranda bu şoktan etkilendiğini araştırmaktır. Bu amaç doğrultusunda 2011: 01-2019: 12 dönemi baz alınmış ve VAR (Vektör Otoregresif) yönteminden yararlanılmıştır. İkinci olarak model değiştirilerek sadece faizde meydana gelen bir şokun sektörler üzerindeki etkisi yine VAR yöntemi ile incelenmiştir. Buradaki amaç ise ilk yapılan analizin güçlülüğünü (robust) test etmek yani farklı değişkenler modele eklendiğinde ve çıkarıldığında sonuçların değişip değişmediğini gözlemlemektir. Bu tespitler neticesinde “Türkiye’de parasal aktarım mekanizmasının dört kanalından hangisi reel sektörler üzerinde daha etkilidir? Para politikası kanallarında meydana gelen bir şok tüm sektörleri aynı yönde mi etkilemektedir? Türkiye’de reel sektörleri tek çatı altında toplayıp tek bir para politikası uygulamak para politikasının hedefine ulaşmada yeterli midir?” soruları yanıt bulmuştur. Literatürdeki çalışmaların önemli bir kısmı para politikası etkilerini sanayi sektörü üzerinden ve beklenti kanalını ihmal ederek incelenmiştir. Bu çalışma Türkiye’de parasal aktarım mekanizmasının dört kanalının da aynı anda üç sektör üzerinde etkisini ele alması ile literatürden farklılaşmaktadır. Dolayısıyla hem incelenen sektörler hem de aktarım kanallarının tamamının ele alınması yönüyle çalışmanın literatüre katkı yapması beklenmektedir.

İkinci bölümde “Türkiye’de Para Politikasının İşsizlik Üzerindeki Etkisi” başlığı altında, para politikasında meydana gelen bir değişimin farklı yaş gruplarına ait işsizlik oranları üzerindeki etkisi 2009:Q1-2020:Q4 dönemi baz alınarak VAR yöntemi ile incelenmiştir. Bu incelemede, “Para politikası yapıcılarının politika kararları alırken ülkenin yaş yapısını hesaba katmaları gerekli midir?” sorusuna yanıt aranmıştır. Bu doğrultuda ilk olarak 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64 ve 65 yaş üstü olmak üzere altı farklı grubun işsizlik oranları ele alınmış ve para politikası faiz oranında meydana gelen bir artışın hangi grubu nasıl etkilediği tespit edilmiştir. Çalışmanın devamında para politikasından en fazla etkilenen yaş grubu cinsiyetlere göre ayrılarak tekrar incelenmiştir. Bu inceleme sonunda “Türkiye’de para politikası yapıcılarının para politikası ile ilgili kararlar alırken ülkenin yaş yapısını hesaba katmaları gerekli midir? Para politikasında meydana gelen bir şok kadın ve erkekleri aynı oranda ve yönde mi etkilemektedir?” soruları cevaplanmaya çalışılmıştır. Bu çalışma, para politikasının

işsizlik oranı üzerindeki etkisini farklı yaş grupları ve cinsiyet üzerinden incelenmesi ile literatürden farklılaşmaktadır. Bildiğimiz kadarıyla, bu Türkiye’de yapılan ilk çalışmadır.

Çalışmanın üçüncü bölümünde yani “Ekonomi Politikalarının Gelir Dağılımına Etkisi: Gelişmekte Olan ve Gelişmiş Ülkeler Örneği” başlığı altında para ve maliye politikası etkileşiminin gelir dağılımı üzerindeki etkisi incelenmiştir. İncelemede ülkelerin gelir dağılımında eşitlik göstergelerinden biri olan gini katsayısı bağımlı değişken olarak kullanılırken, para politikası olarak politika faiz oranı, maliye politikasını temsilen vergi gelirlerinin gayrisafi yurt içi hasıla içindeki payı ve politikaların etkileşimi için ise politika faiz oranı ile vergi gelirlerinin çarpımından oluşan etkileşim terimi (interaction term) açıklayıcı değişken olarak kullanılmıştır. Bu incelemenin çıkış noktası ‘Ekonomik istikrarı sağlamada kullanılan para ve maliye politikası araçları bir yandan istikrarı sağlarken diğer yandan toplumun farklı gelir gruplarına sahip bireyler üzerinde nasıl etki oluşturmaktadır?’ sorusuna yanıt bulmaktadır. Bu doğrultuda ekonomik politikaları etkileşiminin gelir dağılımı üzerindeki etkisi Uluslararası Para Fonu (International Monetary Fund (IMF)) sınıflandırmasına göre gelişmekte olan ülkeler arasında yer alan 27 ülke (Arnavutluk, Arjantin, Ermenistan, Bangladeş, Belarus, Brezilya, Şili, Çin, Kolombiya, Dominik Cumhuriyeti, Filipinler, Gambiya, Gana, Macaristan, Hindistan, Endonezya, Jamaika, Ürdün, Malezya, Mali, Meksika, Moldova, Polonya, Romanya, Rusya, Sırbistan ve Türkiye) ve gelişmiş ülke grubunda yer alan 33 ülke (Almanya, Avusturya, Belçika, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Kıbrıs, Letonya, Litvanya, Lüksemburg, Malta, Portekiz, Slovakya, Slovenya, Yunanistan, Avustralya, Kanada, Çekya, İzlanda, İsrail, Kore, Yeni Zelanda, Norveç, Singapur, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve ABD) grubu için incelenmiştir. Bu incelemede 2010-2021 dönemi baz alınmış ve dinamik panel veri tahmincilerinden Arrelano-Bond Fark GMM tahmincisinden yararlanılmıştır. Politika etkileşimlerinin gelir dağılımına etkisini incelemek yani etkileşim terimini modele dahil etmek bu çalışmanın özgün yanını oluşturmakta ve bu yönüyle literatüre katkı yapması beklenmektedir.

Son olarak bu üç çalışmanın bulguları sonuç bölümünde değerlendirilmiş ve politika önerilerinde bulunulmuştur.



## BİRİNCİ BÖLÜM

# TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASININ REEL SEKTÖRLER ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

### 1.1. Giriş

Bankaların bankası olarak da anılan, ülkelerin para politikasından sorumlu kurumu merkez bankaları iktisadi birimleri yakından ilgilendiren enflasyon, faiz, döviz kuru, fiyat istikrarı, finansal istikrar, ekonomi büyüme, istihdam oranı gibi önemli birçok faktörü etkilemektedir. Günümüzde fiyat istikrarını temel amaç edinen merkez bankasının bu amaç doğrultusunda aldığı kararlar sürdürülebilir ekonomik büyüme ve istihdam açısından son derece önemlidir. Bu nedenle günden güne önemi artan para politikalarının etkinliği hususunda teorik ve ampirik çalışmalar iktisat literatüründe sıklıkla ele alınmakta ve politika yapıcıların para politikası ile ilgili aldığı kararların ekonomik üzerindeki etkisinin yönü, büyüklüğü ve süresine yönelik tartışmalar devam etmektedir.

Etkin bir para politikası için, birçok faktörün yanı sıra parasal aktarım mekanizmasının anlaşılması bununla birlikte para politikasının çıktısı ve fiyatları hangi kanallardan etkilediğini doğru ve anlaşılır bir biçimde ortaya koymak oldukça önemlidir ancak yeterli değildir. Bir diğer önemli husus para politikasında meydana gelen bir değişime sektörlerin heterojen tepkiler gösterip göstermediğidir. Para politikasında yapılan değişimlerin sektörleri hangi yönde ve ne oranda etkilediğini saptamak para politikasının etkin olmasını, hedeflenen enflasyon oranına ulaşılmasını sağlar.

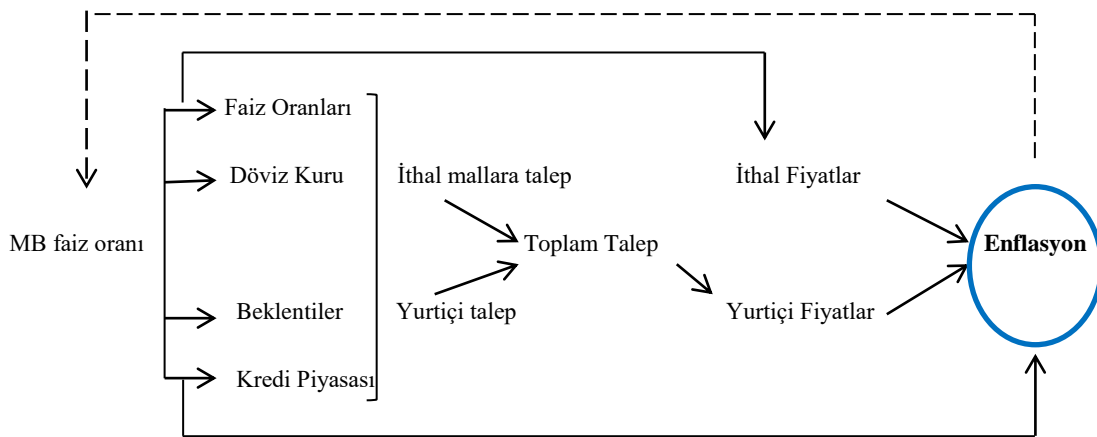
Başarılı bir para politikası için parasal aktarım mekanizmasının sektörleri etkilediği kanalların, yani hangi kanalların ekonomide aktif olduğunu ve sektörlerin para politikasında meydana gelen değişimlere verdiği tepkilerin saptanması önem arz etmektedir. Literatürde para politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisini konu alan birçok çalışma bulunmakla birlikte para politikası etkisinin sektörler arası farklılığı, bu farklılığın büyüklüğü ve temel nedenlerini konu alan sınırlı sayıda çalışma mevcuttur. Çalışmada Türkiye ekonomisinde üç ana sektör olan sanayi, hizmet ve inşaat sektörlerinin para politikasında meydana gelen değişimlerden nasıl etkilendiği ve bu etkinin boyutu ortaya konulacaktır. Çalışmadan elde edilen bulgulara ışığında, tüm sektörleri tek çatı altında toplayıp tek bir para politikası uygulamak para

politikasının hedefine ulaşmada yeterlimi yoksa sektöre özgü para politikası mı gerekli sorusu yanıt bulacaktır. Bununla birlikte çalışmada parasal aktarım mekanizmasının temel kanalları modele dahil edilecek böylece Türkiye’de parasal aktarım mekanizmasının hangi kanalları sektörler üzerinde daha etkin olduğu belirlenecektir. Türkiye’de parasal aktarım mekanizması kanalları ile ilgili özellikle bu kanalların finansal sektörler üzerindeki etkinliğini araştıran birçok çalışmaya rastlanılmasına karşın, parasal aktarım mekanizması kanallarının reel sektörler (sanayi, hizmet, inşaat) üzerindeki etkinliğini inceleyen bir çalışmaya rastlanılmamıştır. Bu kapsamda çalışmanın bu yönüyle de literatüre katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Çalışmanın giriş kısmını takiben ikinci bölümde parasal aktarım mekanizması ve bu mekanizmanın işleyişi hakkında bilgi verilecek olup ayrıca iktisadi ekollerin parasal aktarım mekanizmasının etkin kanalları hakkındaki görüş ayrılıklarına değinilecektir. Çalışmanın üçüncü kısmında Türkiye’de ki temel sektörler hakkında ve bu sektörlerin ekonomideki büyüklüğü hakkında bilgi verilecektir. Dördüncü bölümde literatürdeki konu ile ilgili çalışmalara yer verilecek olup, beşinci kısımda veri setleri hakkında bilgi verilecek ve ekonometrik analiz çıktıları yer alacaktır. Çalışma sonuç bölümüyle tamamlanacaktır.

## **1.2. Parasal Aktarım Mekanizması**

Para politikası kararlarının ekonomik büyüme ve enflasyondaki değişikliklere aktarıldığı proses parasal aktarım mekanizması olarak adlandırılabilir (Taylor, 1995). Parasal aktarım mekanizmasının ilk analizlerinde geleneksel faiz oranı esas alınırken daha sonra döviz kuru, beklenti ve kredi kanalı gibi etki alanlarının eklemesiyle daha kapsamlı bir şekle bürünmüştür (TCMB, 2013:1). Merkez Bankası Faiz oranlarında bir değişim gerçekleştirdiğinde enflasyon 4 farklı kanalda etkilenmektedir. Parasal aktarım mekanizmasının basitleştirilmiş hali Şekil 1.1’de yer almaktadır.



**Kaynak:** TCMB, 2013

### Şekil 1.1. Parasal Aktarım Mekanizması

Para politikasının reel ekonomiyi etkileme yolları iktisadi ekoller arasında farklılaşmaktadır. Adam Smith, Ricardo, Malthus, Say ve Mill gibi isimlerin temsilcisi olduğu Klasik teoride para yansızdır. Yani parasal değişiklikler reel değişkenleri etkilememektedir. Para iktisadi ilişkilerin üzerini örten tül bir peçe gibidir ve sadece mübadele amacıyla talep edilir. Parasal değişkenler ile üretim, büyüme gibi reel değişkenler arasında bir ilişki bulunmadığını iddia eden bu görüş Klasik Dikotomi olarak bilinmektedir. Ayrıca Klasik İktisatçılara göre ekonomi daima tam istihdamdadır ve bu nedenle hem para hem de maliye politikalarının üretim üzerinde bir etkisi bulunmamaktadır (Bilgili, 2020: 23-67). Özetle Klasik İktisatta parasal faktörleri reel sektöre aktaran bir kanal bulunmamaktadır.

Keynesyen ekole göre faiz oranı para politikasının en önemli aracıdır ve para politikasının talep üzerinde etkili olabilmesi ancak para politikası uygulamalarının faiz oranını etkilediği takdirde mümkün olacaktır. Monetaristler (Parasalcılar) ise Keynesyen iktisatçıların aksine para politikasının sadece faiz oranları ile değil faiz oranı dışında da birtakım kanallarla toplam talep üzerinde etkili olabileceğini belirtmişlerdir. Ayrıca yatırım harcamaları ile nominal faiz arasındaki ilişkinin güçlü olmadığını, yatırım ve borçlanma kararlarının reel faiz oranı dikkate alınarak belirlendiğini belirtmişlerdir (TCMB, 2013:2). Bir başka deyişle, para politikasının reel ekonomiye etkisi Keynesyenlerde faiz oranı aracılığı ile işlerken, Parasalcı yaklaşımda para politikası reel ekonomiyi portföydeki varlıkların nispi fiyatını değiştirerek etkilemektedir (Cengiz, 2008:124).

Keynesyen ve Monetarist görüşlerin para politikasının aktarım sürecindeki fikir ayrılıkları, esasen para ile reel aktifler ve finansal aktifler arasındaki ikame esnekliğinden doğmaktadır. Keynesyen görüşte paranın reel aktifler ile arasındaki ikame esnekliği sıfır iken aksine diğer finansal aktifler ile ikame esnekliği tamdır. Yani para politikaları bu yaklaşıma göre toplam talebi faiz oranları ile etkilemektedir. Monetarist görüşte para ile reel aktifler arasında ikamenin mümkün olması, toplam harcamaların doğrudan para stokundaki değişimden etkilenmesine neden olmaktadır. Dolayısıyla parasal aktarım mekanizması para stokundan harcamaya doğru gerçekleşmektedir (Aklan ve Nargeleçekenler, 2008:117).

Post Keynesyen iktisatçılar ise Monetaristlerin aksine para arzının dışsal değil içsel olarak belirlendiğini savunmuşlardır. Post Keynesyenler, para arzının merkez bankası aracılığı ile büyüdüğünü reddederek, finansal piyasalarda içsel olarak ortaya çıkan baskıların hem para arzı büyümesindeki dalgalanmaların hem de kredi kullanılabilirliğinin temel belirleyicisi olduğu görüşünü savunmuşlardır (Pollin, 1991: 366). Bir başka deyişle Post Keynesyen iktisatçılar geleneksel para politikasının etkisiz olduğuna işaret ederek Merkez Bankasının etkin bir para politikası uygulaması için para arzından ziyade bankaların rezerv oranlarını kontrol altına alması gerektiğini savunmaktadırlar (Erataş, Nur ve Çınar, 2015: 399-401). Moore (1988)'a göre para yaratılma süreci şu şekilde meydana gelmektedir; Firmalar yeni yatırım veya var olan yatırımlarını genişletmek ya da devam ettirmek için gerekli olan maliyet artışını karşılamak için ek fonlara ihtiyaç duyarlar. Bu ihtiyaçlarını karşılamak için kredi satışı yapan kuruluşlara yani bankalara başvuruda bulunurlar. Bankalar ise belirledikleri bir faiz oranında ek fon talebini karşılarlar. Faiz oranı merkez bankası tarafından belirlenen kısa vadeli faiz oranı üzerinden bir marj olarak bankalar tarafından belirlenir. Yani burada bankalar fiyat yapıcı iken miktar alıcıdır. Bankalar beklenmedik bir nakit çekme talebi ile karşılaştıklarında ise, likidite tedarikçisi olarak merkez bankasına başvururlar. Dolayısıyla bir bütün olarak bankaların likiditesi, merkez bankası tarafından arz edilen rezerv miktarına bağlıdır. Son olarak merkez bankası borç verme gereklerine uyun olarak bankaların rezerv talebini karşılar ve böylece para yaratılmış olur. Özetle Post-Keynesyenlere göre parasal büyümenin asıl kaynağı banka kredi sistemidir. Bu teoriyi ampirik olarak ilk araştıran iktisatçılardan biri Kaldor (1982)'dur. Birleşik Krallık verileri ile OLS (Sıradan En Küçük Kareler) tahmini yapan Kaldor, ele aldığı 1966-1979 döneminde, para arzının banka kredisi talebi tarafından belirlendiğini göstermiştir.

Kaldor'a göre ekonomik faaliyet düzeyi sınırlandırılmak isteniyorsa Merkez Bankasının para arzına değil, kredi sistemine dikkat etmesi gerekmektedir.

1970'li yılların başlarında şekillenmeye başlayan ve Robert E. Lucas Jr., Robert J. Barro ve Thomas J. Sargent'in öncülüğünü yaptığı Yeni Klasikler, iktisat politikalarının, dolayısıyla para politikasının etkisiz olduğunu ileri sürmüştür (Paya, 2001: 346). Politika etkinsizliği olarak da adlandırılan bu hipoteze göre beklenen politikaların konjonktür üzerinde hiçbir etkisi yokken, sürpriz (beklenmeyen) uygulanan politikaların konjonktür açısından önemli olduğu vurgulanmıştır. Çünkü yeni klasiklere göre ücret ve fiyatlar tam esnektir. Fiyat düzeyinde herhangi bir artış beklendiğinde ücretler ve fiyatlarda aynı oranda artacaktır. Bunun nedeni ise fiyat düzeyinde beklenen bir artış karşısında işçilerin reel ücretlerinin düşmesine engel olmak istemeleridir. Dolayısıyla beklenen fiyat artışı toplam arz eğrisinin anında sola kaymasına bu da reel ücretlerin sabit ve toplam hasılanın doğal düzeyde kalmasına neden olacaktır. Yani beklenen politikaların işsizlik ve toplam hasıla üzerinde herhangi bir etkisi olmamaktadır (Mishkin, 2000: 352-355).

Yeni Klasik iktisada tepki olarak ortaya çıkan ve A.Okun, M.Parkin, E.Phelps ve D.Romer gibi isimlerin öncülük ettiği Yeni Keynesyen iktisada göre ücret ve fiyatlar esnek değil yapışkandır. Bu nedenle de dengeden bir sapma meydana geldiğinde Yeni Klasik iktisadın öngördüğü gibi dengesizlik kendiliğinden ortadan kalkmayacaktır (Bilgili, 2020: 338). Emek piyasasında ücret katılıklarına neden olan etkenlerden biri olan uzun vadeli toplu iş sözleşmeleri, değişen beklenen fiyatlar karşısında ücret ve fiyatların buna uyumunu engellemektedir. Bununla birlikte Yeni Keynesyen' lere göre işçi ile işveren arasında herhangi bir sözleşme bulunmasa bile firmalar sık sık ücret değiştirmenin işçilerin verimliliğini olumsuz yönde etkileyeceğini düşünerek ücret değişikliği konusunda istekli olmayabilirler. Mal piyasasında fiyat yapışkanlığına neden olan etkenlerin başında ise fiyat değişimlerinin yol açtığı etiket, katalog vb. maliyetleri içeren mönü maliyetleri yer almaktadır. Sık sık fiyat değiştirme firmaya mönü maliyetlerinden kaynaklı bir yük getirdiği gibi aynı zamanda sık fiyat değişimleri müşteriler tarafından olumsuz karşılanarak firma itibarını sarsabilmektedir (Mishkin, 2000: 358, Paya, 2001: 365). Dolayısıyla fiyat ve ücretlerin yapışkan olduğunu ve dengeden sapma durumunda kendiliğinden dengeye gelemeyeceğini savunan Yeni Keynesyen model, Yeni Klasiklerin politika etkinsizliğini hipotezini reddetmiştir. Onlara göre beklenen politikalar toplam hasıla üzerinde etkilidir ancak beklenen

politikanın toplam çıktı üzerinde beklenmedik politikadan daha küçük etkisi vardır (Mihkin, 2000: 358-360, Mishkin 2018: 611).

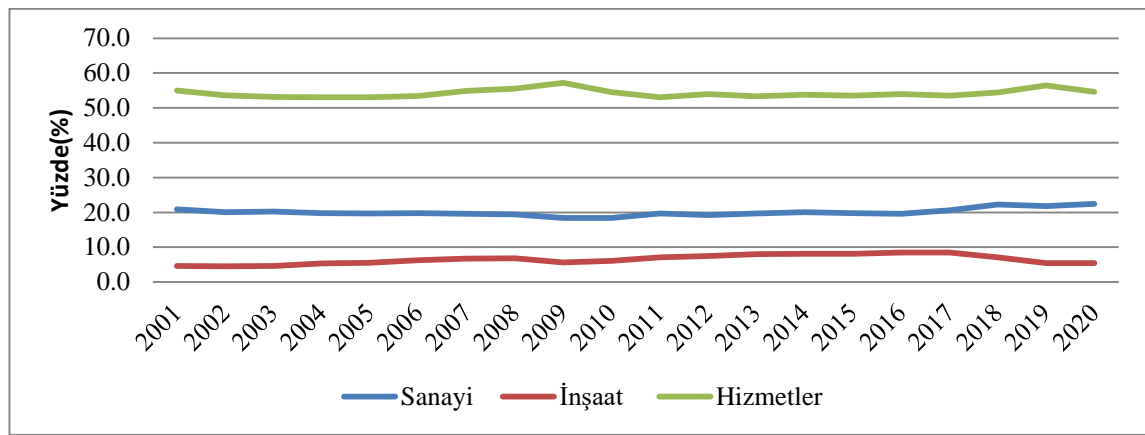
Kydland, Prescott, King ve Plosser'in öncülüğünü yaptığı Reel Konjonktür Teorileri parasal değişkenlerde meydana gelen değişmelerin reel değişkenleri etkilemediğini yani paranın hem kısa hem de uzun dönemde yansızlığını savunmaktadır. Dolayısıyla onlara göre istikrarsızlıkların temel nedeni parasal şoklardan ziyade tercih ve teknoloji kaynaklı şoklardır (Bilgili, 2020: 401). Reel Konjonktür teorisyenlerine göre konjonktür dalgalanmalarına para arzı neden olmamakta, tersine konjonktür dalgalanmaları para arzı değişikliklerine neden olmaktadır. Bu ters yönlü ilişkiye mühim bir kanıt, para- üretim arasındaki bağıntının para otoritelerinin kontrol ettiği parasal tabandan kaynaklanmamasıdır. Bilhassa, para-üretim bağıntısına neden olan para arzı değişikliklerine, bankaların, mevduat sahiplerinin ve banka kesiminden borçlananların göstermiş olduğu davranış neden olmaktadır. Bu davranışlar ise yüksek olasılıkla konjonktür dalgalanmalarından kaynaklanmaktadır (Mishkin, 2000: 280).

Çalışmada iktisadi ekollerin farklı görüşlerinden yola çıkarak Türkiye'de para politikasının hangi akarım mekanizması kanalı ile reel sektörler üzerinde etkili olduğu yani çalışmada baz alınan 3 temel sektörde en etkin para politikası kanalının hangisi olduğu saptanmaktadır.

### **1.3. Sektörlerin Türkiye Ekonomisindeki Payı**

Başlıca ekonomik faaliyetler denildiğinde Türkiye'de akla ilk gelen tarım, sanayi, hizmet ve inşaatır. Her sektörün ülke ekonomisi için önemi farklılık göstermektedir. Bu fark GSYİH' den aldığı paya, ülkeye kazandırdığı döviz miktarına veya sağladığı istihdam olanaklarından kaynaklanmaktadır. Bir sektör ne kadar fazla insana istihdam sağlıyorsa o sektörün ülke ekonomisi için önemi yadsınamaz. Türkiye GSYİH' de en fazla paya sahip iktisadi faaliyet kollarından sanayi, hizmet ve inşaat esas alınmış olup tarım sektörünün ciro endeks verileri mevcut olmadığından dolayı tarım sektörü analiz dışı bırakılmıştır. Çalışmada ele alınan sanayi sektörü, madencilik ve taş ocakçılığı ile imalat sanayiye kapsamaktadır. Hizmet sektörü ise (K hariç), ulaştırma ve depolama, konaklama ve yiyecek hizmeti faaliyetleri, bilgi ve iletişim, gayrimenkul faaliyetleri, mesleki, bilimsel ve teknik faaliyetler, idari ve destek hizmet faaliyetlerini kapsarken inşaat sektörü bina inşaatı, bina dışı yapıların inşaatı ve özel inşaat faaliyetlerini kapsamaktadır.

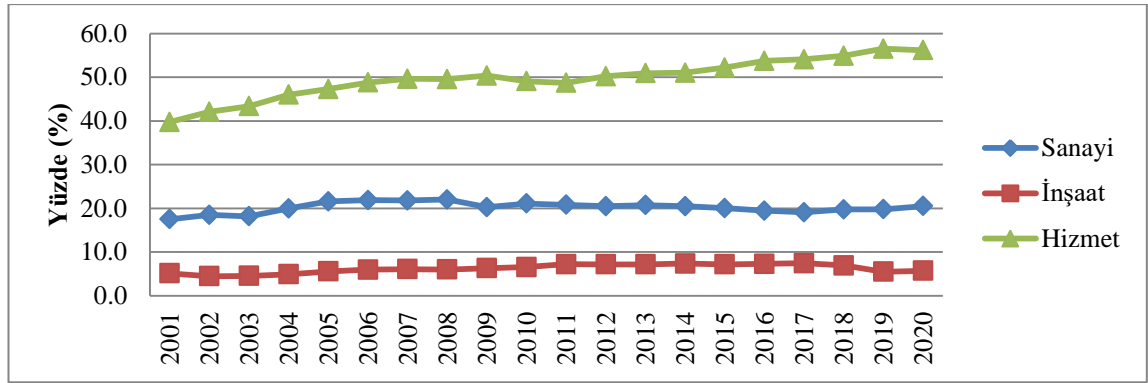
Türkiye'nin sektör istatistiklerine bakıldığında hizmet sektörünün diğer üç sektöre göre hem GSYİH içindeki payı hem de sağladığı istihdam oranı yönünden önde olduğu görülmektedir. TÜİK rakamlarından oluşturulan Grafik 1. 1' de 3 ana sektörün GSYİH içindeki payları 2001-2020 yılları itibariyle verilmektedir. Grafiğe bakıldığında hizmet sektörünün GSYİH içindeki payının daima %50'nin üzerinde olduğu ve bu oranla diğer 2 sektöre göre önde olduğu görülmektedir. İkinci sırada sanayi sektörü yer alırken inşaat sektörü son sırada yerini almıştır. Rakamlarla ifade edilecek olursa 2020 yılında hizmet sektörünün GSYİH içindeki payı %54. 6, sanayi sektörünün payı %22. 4 iken inşaat sektörünün payı %5. 4 olarak gerçekleşmiştir.



Kaynak: TÜİK (10.06.2021)

**Grafik 1.1.** Sektörlere Göre Cari Fiyatlarla Gayri Safi Yurtiçi Hasıla

Sektörlerin önemini vurgulayan bir diğer gösterge toplam istihdamdan aldığı paydır. Grafik 1. 2'de sanayi, inşaat ve hizmet sektörlerinin sağladığı istihdam oranları yer almaktadır. Grafikten anlaşılacağı üzere istihdam edilenlerin büyük çoğunluğu hizmet sektöründe yer almaktadır. İstihdam edilenlerin sanayi ve inşaat sektörlerindeki oranlarına bakıldığında ise sanayi sektörünün devamlı %20'lerde dalgalandığı inşaat sektörünün ise %10'ların altında kaldığı görülmektedir. Yani istihdam edilenlerin payı en az inşaat sektöründe ve en fazla hizmet sektöründe yer almaktadır.



Kaynak: TÜİK, (02.07.2021)

## Grafik 1.2. İstihdamın Sektörel Dağılımı

Ekonomide başta fiyat istikrarı olmak üzere, istihdam artışı, büyüme gibi birçok amaca ulaşmak için uygulanan para politikasının, ekonominin kalbini oluşturan sektörleri ne şekilde ve hangi kanallarla etkilediği sektörlerin geleceği ve para politikasının tasarlanması açısından son derece önem arz etmektedir. Çalışmada Türkiye'nin yukarıda açıklanan üç ana sektörünün para politikasından ne derece etkilendiği ve bu etkinin hangi kanallarla gerçekleştiği incelenmiştir.

### 1.4. Literatür Taraması

İlgili literatüre bakıldığında parasal aktarım mekanizmasını ayrıştırılmış şekilde inceleyen en eski çalışmalardan birinin Bernanke ve Gertler (1995)'in ABD ekonomisi için yaptığı görülmektedir. Çalışmalarında VAR modeli kullanan Bernanke ve Gertler (1995) ekonomide parasal bir şok meydana geldiğinde konut yatırımı, dayanıklı tüketim malları, dayanıklı olmayan tüketim malları gibi harcama bileşenlerinin bu şoka verdiği tepkiyi incelemiş ve her harcama kanalının parasal şoka farklı tepki verdiğini ortaya koymuştur.

Birleşik Krallık için yaptıkları çalışmada Ganley ve Salmon (1997), para politikası şoklarının 24 sektör üzerinde oluşturduğu etkiyi irdelemek için VAR (vektör otoregresif) modeli kullanmışlardır. Ulaştıkları sonuçlar, çıktıların parasal koşullardaki değişimlere tepkilerinin sektörler arasında simetrik olmadığı ve ciddi farklılıklar gösterdiği yönündedir. Ekonomide beklenmedik bir parasal daralma meydana geldiğinde inşaat sektörü gibi sektörlerin üretimlerinde hızlı ve büyük çaplı bir düşüş gerçekleşirken, hizmet gibi sektörler daha az tepki göstermektedir. İmalat sanayi ise alt yapı sektörüne göre daha sert tepki vermektedir. İmalat sanayi içinde parasal sıkışmaya yiyecek, içecek ve tütün ürünleri en az tepki verirken, elektronik ve



kauçuk ürünler daha şiddetli tepki vermektedir. Daha şiddetli tepki veren firmaların genellikle küçük firmalardan oluştuğu belirtilirken, yazarlar kredi piyasasındaki sorunların para politikası aktarım sürecinde rol oynayabileceği ihtimalini vermiştir.

Hayo ve Uhlenbrock (1999), para politikasının imalat ve madencilik sektörü üzerindeki etkilerini Almanya için incelemiştir. Para politikası aracı olarak kısa vadeli faiz oranındaki artışın baz alındığı çalışmada VAR tekniğinin kullanılmıştır. Kimya endüstrisi, demir ve çelik endüstrisi, demir dışı metal endüstrisi, elektrik mühendisliği ve büro makineleri üreticileri daraltıcı para politikası şokuna olumsuz nispi üretim hareketleri göstererek cevap verirken, petrol arıtma sanayi, gemi yapımı, gıda, giyim, basım sanayi, madencilik sanayi, alet imalatçıları ve yapısal metal ürünleri imalatçıları daraltıcı para politikası şokuna önemli ölçüde olumlu bir üretim tepkisi vermektedir. Endüstrilerin para politikasına farklı tepkiler vermesinde sermaye kullanımı, sübvansiyon ve dış ticarete yönelim gibi faktörlerin önemli olabileceğini vurgulamışlardır.

Arnold ve Vrugt (2002), Hollanda'da para politikası şoklarının bölgesel ve sektörel çıktı üzerindeki etkilerini incelemiştir. 1973- 1993 dönemini baz alan araştırmacılar 11 bölge ve 12 sektörlük bir veri setini ele almışlardır. VAR tekniğinden yararlanan çalışmada kısa vadeli nominal faiz oranı para politikası değişkenini temsilen kullanılmış ayrıca toplam reel üretim büyümesi ve kontrol değişkeni olarak da enflasyonu temsilen TÜFE modele dahil edilmiştir. Sonuçlar para politikası aktarımında ciddi oranda bölgesel ve sektörel farklılıklar olduğu bununla birlikte para politikasının bölgesel etkilerinin önemli oranda endüstriyel kompozisyon ile alakalı olduğu yönündedir. Bölgesel etkilerin faiz duyarlılığındaki farklılığın küçük bir kısmını açıkladığı ancak sektörel etkilerin çok büyük bir kısmını açıkladığı görülmüştür.

İbrahim (2005), Malezya için yaptığı çalışmasında hem toplam çıktının hem de sekiz farklı sektörel çıktının para politikası şoklarından nasıl etkilendiğini incelemiştir. VAR tekniğinden yararlanan yazar GSYİH, sekiz sektörün ayrı ayrı reel çıktıları, tüketici fiyat endeksi, nominal efektif döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerini kullanmıştır. Analizden elde edilen bulgular faiz oranındaki pozitif bir şokun GSYİH'yi düşürdüğü ancak İmalat, inşaat ve finans, sigorta, emlak ve işletme hizmetleri sektörlerinin parasal sıkılaştırmadan daha fazla etkilenerek, faiz oranındaki artışa tepki olarak toplam üretimdeki düşüşten daha fazla düşüş gösterdiği şeklindedir. Faiz

oranında meydana gelen deęişime tarım, ormancılık ve balıkçılık, madencilik ve taş ocakçılığı ile elektrik, gaz ve suyun tepkisiz kaldığı görülmüştür. Yazar, banka kredilerine önemli oranda baęlı oran ve faize duyarlı sektörlerin parasal sıkılaşmadan en fazla etkilenen sektörler olduğunu belirtmiştir. Malezya için bir dięer çalışma 1970-2003 yıllarını kapsayan dönem için Karim vd. (2006) tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmalarında VAR tekniğinden yararlanan Karim vd. daraltıcı bir para politikasının banka kredileri üzerindeki etkisini sekiz farklı sektörde incelemiş ve tüm sektörlerin para politikasındaki daralmadan olumsuz yönde etkilendiğini ve ticari banka kredilerinin de bu daralmadan olumsuz etkilendiğini tespit etmişlerdir. Ancak sektörel tepkiler incelendiğinde imalat, tarım ve madencilik sektörlerinin bu parasal daralmadan dięer sektörlerle göre daha fazla etkilendiği görülmüştür.

Çalışmalarında 1980-1998 dönemini esas alan Peersman ve Smets (2005), Euro bölgesinde para politikasında meydana gelen deęişimin Avusturya, Belçika, Fransa, Almanya İtalya, Hollanda ve İspanya olmak üzere yedi Euro bölgesi ülkesinin on bir endüstrisindeki çıktı tepkilerini incelemiştir. İlk olarak faiz oranında bir sıkılaşmanın çıktıda yarattığı olumsuz etkinin, durgunluk dönemindeki daralma etkisinden daha fazla olduğu saptanmıştır. Bununla beraber hem politika etkilerinde hem de iş döngüsü aşamalarında sektörler arası çıktı etkilerinin önemli derecede heterojenlik gösterdiğini vurgulamış ve sektörler arası heterojenliği faiz oranı kanalı ve geniş kredi kanalı olarak ikiye ayırıp incelemişlerdir. Bulgulara göre dayanıklı tüketim malları üreten sektörler, dayanaksız tüketim malı üreten sektörlerle oranla para politikasından 3 kat daha fazla etkilenmektedir. Ayrıca iş döngüsü üzerindeki politika etkilerinin asimetri derecesindeki sektörler arası farklılıklar, mali yapı ve firmanın büyüklüğündeki farklılıklarla ilişkili olduğu bununla birlikte özellikle borcun vade yapısı, karşılama oranı, finansal kaldıracında etkili olduğunu vurgulanmışlardır.

Para politikası etkilerinin sektörler arası heterojenliğini inceleyen bir dięer çalışma Dedola and Lippi (2005) tarafından 5 OECD ülkesi ( Almanya, İngiltere, Fransa, İtalya ve ABD) için yapılmıştır. 21 imalat sektörünün incelendiği çalışmada, ekonomide beklenmeyen bir para politikası şoku meydana geldiğinde sektörlerin farklı çıktı tepkileri gösterdiği bununla birlikte politika etkilerinin sektörler arası dağılımında ülkeler arasında benzerlik olduğu görülmüştür. Ayrıca çalışmada sektörel etkiler sektöre ve ülkeye özgü bileşenler olarak ayrılmış ve para politikasının aktarım mekanizmasında ülkeler arası ciddi farklılıkların olmadığı çıkarımı yapılmıştır. Endüstri özelliklerine

bakıldığında ise üretilen malların dayanıklılığı, finansman ihtiyacı, firma büyüklüğü gibi etkenlerin sektörel heterojenlikte önemli olduğu belirtilmiştir.

Alam ve Waheed (2006), Pakistan için yaptıkları çalışmada VAR tekniği kullanarak para politikası şoklarının sektörel etkilerini incelemiştir. Ekonominin yedi farklı sektörünün dahil edildiği analiz sonucunda, parasal şoklara tepkilerin sektörler arasında ciddi oranda farklılaştığı görülmüştür. İmalat, toptan ve perakende ticaret ile finans ve sigorta sektörleri faiz oranında meydana gelen bir şoka daha büyük çıktı tepkisi verirken tarım, madencilik ve taş ocakçılığı, inşaat ve konut mülkiyeti faiz oranındaki şoka daha duyarsız olduğu görülmüştür.

Benzer bir çalışma Rodriguez and Marrero (2008) tarafından İspanya için yapılmıştır. 1988-1998 yıllarını yani tek para politikasının Avrupa'da uygulamaya koyulmadan önceki dönemi dikkate alan Rodriguez and Marrero parasal şoklara sektörel tepkilerin önemli ölçüde farklılıklar gösterdiğini ispatlamıştır.

Ghosh (2009), 1981-2004 yıllarını baz alarak para politikasının Hindistan imalat sektörü üzerindeki etkisini VAR tekniği kullanarak incelemiştir. İnceleme sonucunda endüstrilerin ekonomide meydana gelen bir parasal daralmaya çok farklı tepki verdiği görülmüştür. Bu farklı tepkinin sektörlerin hangi özelliklerinden kaynaklandığını inceleyen Ghosh, endüstri büyüklüğündeki farklılıklar ve işletme sermayesi kullanım yoğunluğunun belirleyici olduğunu vurgulamıştır. Ayrıca hem finansal hızlandırıcı hem de faiz oranı değişkenlerinin, farklı endüstrilerin parasal şoklara verdiği tepkideki heterojenliğin sebebini açıklamada önemli olduğunu belirtmiştir.

Para politikasının etkisinde sektörlerin önemli heterojenlik gösterdiğini kanıtlayan bir diğer çalışma Pellenyi (2012) tarafından Macaristan için yapılmıştır. 2000-2010 yıllarını kapsayan çalışmada Pellenyi parasal şoklara sanayi, inşaat ve ticaretin çok güçlü tepki verdiğini, imalatta ise dayanıklı mallar üreten sektörlerin daha şiddetli tepki verdiğini belirtmiştir. Ayrıca önemli derecede dış finansman bağımlılığı olan sektörlerin çıktı tepkileri daha büyük olurken, daha güçlü kurumsal bilançoya sahip sektörler para politikası şoklarına daha az tepki göstermektedir. Bu doğrultuda yazarın çalışma sonunda üç önemli çıkarımından birincisi Macaristan'da parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalının işlediği yönünde olup ikinci çıkarımı parasal aktarım mekanizmasının üretim yapısındaki değişikliklerden etkilenebileceği iken son çıkarımı ise para politikasının kurumsal bilançoların kalitesinden de etkilenebileceği şeklindedir.

Uganda’ da uygulanan para politikasının sektörel etkilerini 1999-2011 dönemi için inceleyen Nampewo vd. (2013) çalışmada granger nedensellik testinden ve yapısal yinelemeli VAR tahmininden yararlanmıştır. Ekonometrik modelde para politikasını temsilen 91 günlük Hazine bonusu faiz oranı kullanılmış olup, ayrıca parasal aktarım mekanizmasının faiz kanalı etkisini ölçmek için borç verme faiz oranı, döviz kuru kanalı yoluyla para politikası aktarım mekanizması etkilerini ölçmek için nominal döviz kuru, özel sektör kredileri ve TÜFE kullanılmış olup, sektörel etkileri görmek için ise Uganda GSYİH’nin büyümesine en çok katkıda bulunan 3 sektörün (tarım, imalat, hizmet) sektörel GSYİH’leri modele dahil edilmiştir. Analizden elde edilen sonuçlara göre üç sektörde de en etkin para politikası kanalının döviz kuru kanalı olduğu, bununla birlikte faiz oranları ve banka kredi kanallarının döviz kuru kanalına göre zayıf kaldığı belirlenmiştir. Ayrıca döviz kurunda bir değer kaybı meydana geldiğinde tarım ve hizmet sektörlerindeki ihracatlar nedeniyle döviz kuru değer kaybından bu sektörler olumlu etkilenirken, ağırlıklı olarak ithal girdilerin kullanıldığı imalat sektörü olumsuz etkilenmektedir. Faiz oranı kanalına bakıldığında ise hem tarım hem de imalat sektörlerinin daraltıcı bir para politikasından olumsuz etkilendiği görülmüştür.

Para politikası şokunun etkisinin sektörel heterojenlik gösterdiğini kanıtlayan bir diğer çalışma Sengupta (2014) tarafından Hindistan ekonomisi için gerçekleştirilmiştir. Çalışmada 1996-2011 yılları baz alınmış ve VAR yönteminden yararlanılmıştır. Çalışmada her sektörün üretimi için VAR tahmin edilirken ayrıca toplam çıktı içinde bir VAR modeli oluşturulmuş ve toplam çıktı değişkeni olan GSYİH sekiz farklı sektörün (Tarım, Madencilik ve Taş ocakçılığı, İmalat, Elektrik, Gaz ve Su Temini, İnşaat, Ticaret, Ulaşım ve Haberleşme, Finans, Sigorta, Emlak, Konut Mülkiyeti, Hukuk ve Ticari Hizmetler ve Toplum, Sosyal ve Kişisel Hizmetler) reel üretimlerinin toplamından oluşturulmuştur. Analiz sonucunda toplam çıktının parasal bir şok karşısında düşüş gösterdiği tespit edilirken sektörlerinde parasal daralmadan farklı oranlarda etkilendiği tespit edilmiştir. Para politikası şokundan en fazla etkilenen sektörler İmalat, Finans, Sigorta, Gayrimenkul ve Finans Hizmetler, Madencilik ve Taş ocakçılığı ve İnşaat iken, Tarım, Elektrik, Gaz ve Su Temini, Toplumsal Sosyal ve Kişisel Hizmetler en az etkilenen sektörler olarak belirlenmiştir. Sektörlerin farklı tepkilerinin nedenleri ise sermaye yoğunluğu, faiz duyarlılığı, ihracata yönelim, üretim planlama stratejileri gibi unsurlara bağlanmıştır. Sengupta (2014) çalışmasının ikinci ayağında farklı sektörlerdeki farklı parasal aktarım kanallarını incelemiş ve bunun için

Granger nedensellik testi ile tahmin hatası varyans ayrıştırmasını (FEVD) kullanmıştır. Faiz kanalı, kredi kanalı ve döviz kuru kanalı olmak üzere üç ana kanalın dikkate alındığı analiz sonucunda para politikasının reel ekonomiye aktarıldığı kanalların sektörler arasında farklılık gösterdiği ve faiz kanalının en etkili kanalı olduğu saptanmıştır. Diğer iki kanalın ise yalnızca birkaç sektör için önemli olduğu görülmüştür.

Hindistan için benzer bir çalışma Kumar ve Rao (2018) tarafından yapılmıştır. Para politikası şokunun toplam üretim ve sektörel üretim üzerindeki etkisini inceleyen Kumar ve Rao (2018), Sengupta (2014) çalışmasına benzer şekilde hem para politikası şokunun etkisinin sektörler arası farklılık gösterdiğini hem de para politikasının reel ekonomiye aktarıldığı kanalların sektörler arasında değiştiğini tespit etmiştir. Ayrıca ekonomide parasal bir daralmaya meydana geldiğinde imalat, inşaat, ticaret, madencilik gibi sektörlerin çıktılarının toplam üretimden daha fazla düşüş gösterdiği görülmüştür.

Türkiye’de yapılan çalışmalara bakıldığında bu konuda yapılmış sadece iki çalışma göze çarpmaktadır. Arslan ve Ergeç (2011) para politikası şoklarının etkisinin literatürdeki sonuçlara benzer şekilde Türkiye ekonomisinde de sektörel heterojenlik gösterdiğini kanıtlamıştır. Çalışmada sanayi sektörünün alt sektörlerinden imalat sanayi, madencilik ve taş ocakçılığı, elektrik, gaz ve su üretimini incelemiş ve VAR tekniği ile varyans ayrıştırmasından yararlanmıştır. Analiz neticesinde imalat sektörünün diğer sektörlerle göre para politikasına daha büyük tepkiler verdiği görülmüştür. Çalışmada ayrıca imalat sektörünün alt sektörlerinden en büyük paya sahip altı sektörün (tekstil ürünleri, gıda ürünleri ve içecek, giyim eşyası, kimyasal madde ve ürünleri, ana metal sanayi, motorlu kara taşıtı, römork ve y. römork) parasal şoklara verdiği tepkiyi inceleyen Arslan ve Ergeç (2011), endüstriyel talep ile alakalı olan ve dayanıklı tüketim malları üreten sektörlerin para politikasına daha büyük tepkiler verdiğini göstermiştir.

Türkiye için bir diğer çalışma Cengiz ve Öruç (2018) tarafından 20 imalat sektörü için yapılmış ve benzer şekilde Türkiye’de para politikasının sektörel etkilerinde ciddi farklılıklar olduğu belirlenmiştir. Faiz oranlarında bir artış yani daraltıcı bir para politikası şoku meydana geldiğinde imalat sanayi sektörünün çıktısının azaldığı görülmüş ve ayrıca 20 imalat sektörü içinde yalnızca petrol ve giyim sektörü para politikası şokuna pozitif tepki vermiştir. Bununla birlikte taşıt sektörü para

politikasından en fazla etkilenen sektör olurken maden sektörü en az etkilenen sektör olarak tespit edilmiştir.

## 1.5. Ampirik Yöntem ve Veri Seti

### 1.5.1. Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının Sektörler Üzerindeki Etkinliği

Çalışmada ilk olarak Nampewo vd. (2013)'nin Uganda ekonomisi için yaptıkları çalışmasına benzer şekilde bir model oluşturularak parasal aktarım mekanizması kanallarının sektörler üzerindeki etkisi incelenmiştir. Nampewo vd. kullandığı VAR modelinde para politikasını temsilen 91 günlük Hazine bonosu faiz oranı, faiz oranı kanalını yakalamak için borç verme faiz oranı, döviz kuru kanalı yoluyla para politikası aktarım mekanizması etkilerini ölçmek için nominal döviz kuru, kredi kanalı için özel sektör kredileri ve enflasyonun etkisini yakalamak için TÜFE 'yi kullanmış olup, sektörel etkileri görmek için Uganda'nın GSYİH büyümesinin temel itici güçleri olan tarım, imalat ve hizmet sektörlerinin GSYİH' de ki payını modele dahil etmiştir.

Nampewo vd.' nin çalışmasından farklı olarak çalışmamızda para politikasının faiz kanalını temsilen Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nin haftalık repo faizi ile gecelik borç verme faizinin ağırlıklı ortalamasını alarak hesapladığı ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti kullanılmıştır. Döviz kuru kanalı yoluyla para politikası aktarım mekanizması etkilerini ölçmede ise TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru (2003=100) kullanılmıştır. TÜFE bazlı reel efektif döviz kuru nominal efektif döviz kurundaki enflasyon etkilerini arındırılarak elde edilmektedir. Bu nedenle reel efektif döviz kuru ülkeler arası nispi fiyat farklarını yansıtmakta ve nominal efektif döviz kuruna göre daha iyi bir gösterge niteliği taşımaktadır.<sup>2</sup> TCMB aracılığı ile hesaplanan reel efektif döviz kuru endeksleri ülkemiz fiyat düzeyinin dış ticaret yaptığımız ülkelerin fiyat düzeylerine oranının ağırlıklı geometrik ortalaması kullanılarak hesaplanmaktadır. Reel efektif döviz kurundaki bir düşüş Türk lirasının (TL) reel olarak değer kaybettiğini yani Türk mallarının ithal mallar cinsinden ucuzladığını, artış ise TL'nin reel olarak değer kazandığını göstermektedir (TCMB, Mayıs 2022). Ancak

<sup>2</sup> Reel efektif döviz kuru (REK) TÜFE, Yİ-ÜFE (Yurt içi üretici fiyat endeksi) ve birim iş gücü maliyet (BİM) bazlı olmak üzere üç başlık altında TCMB tarafından açıklanmaktadır. TÜFE bazlı REK endeksinin hesaplanmasında 60, ÜFE bazlı da 52 ve BİM endekslerinin oluşturulmasında 36 ülkenin ağırlıkları kullanılmıştır (TCMB, Mayıs 2022). Hesaplanmada kullanılan ülke sayısının fazla olması ve verilerin yayınlanma sıklığının aylık olması sebebiyle çalışmada TÜFE bazlı efektif döviz kuru tercih edilmiştir.

çalışmada ele alınan analiz dönemlerinde TL'nin dolar karşısında değer kazandığı görülmediğinden dolayı yorumlarda kolaylık sağlaması açısından dolar/TL olan reel efektif döviz kuru tersi alınarak analize dahil edilmiştir. Yani verilerimiz 1 TL'nin alabildiği döviz miktarı iken tersi alınarak 1 dolar'ın alabileceği TL miktarına dönüştürülmüştür. Dolayısıyla reel efektif döviz kurundaki bir artış TL'nin reel olarak değer kaybettiği anlamına gelmektedir.

Parasal aktarım mekanizmasının kredi kanalını temsilen reel özel sektör yurt içi kredi hacmi kullanılmıştır. Veri seti TCMB'nin EVDS sisteminden mevduat, katılım, kalkınma ve yatırım bankalarının özel kesime açmış oldukları kredilerin toplamı ile elde edilmiş ve elde edilen veri seti TÜFE'ye bölünerek nominal değerden reel değere dönüştürülmüştür. Son olarak aktarım mekanizmasının beklenti kanalını ölçmek için tüketici güven endeksi modele dahil edilmiştir. Bu endeks ile tüketicilerin bireysel mali durumları ve ekonomiye yönelik içinde buldukları dönem değerlendirmeleri ve gelecek dönem beklentileri ile yakın gelecekteki tasarruf ve tüketim yönelimleri ölçülmektedir. Bu endeksin değeri 0 ile 200 arasında olup, 100 'ün üzerinde olması tüketicilerin beklentilerinin olumlu yönde olduğu, 100'ün altında olması ise tüketicilerin beklentilerinin olumsuz yönde yani kötümser olduğu anlamına gelmektedir (TÜİK, Mayıs 2022).

Para politikası aktarım kanallarının sektörler üzerindeki etkileri görmek için sektörel ciro endeksleri kullanılmıştır. Ülkenin iktisadi durumunun değerlendirilmesinde önemli bir gösterge olan bu endeksler, yurt içinde faaliyet gösteren firmalar tarafından yurt içi ve yurt dışına fatura edilmiş mal ve hizmet satışlarından hareketle hesaplanmaktadır (TÜİK, Mayıs 2022). Ciro ve üretim endeksleri hesaplama metodu olarak benzerlik göstermekle birlikte birtakım farklılıklarda içermektedir. Üretim endeksleri firmaların gerçekleştirdiği üretim miktarını yansıtırken ciro endeksleri firmaların satış gelirlerini göstermektedir. Yani ciro endeksi nominal iken üretim endeksi reel bir değerdir (Akkoyun, Bozok ve Doğan, 2011:2). Çalışmada, sanayi ve inşaat sektörlerinin üretim endeks verileri mevcut iken hizmet sektörünün üretim endeksi bulunamadığından dolayı ciro endeksleri kullanılmıştır. Ayrıca sanayi sektörü ciro endeksi yurt içi ve yurt dışı ayrımı olarak hesaplanırken inşaat ve hizmet sektörleri için bu ayrım söz konusu olmadığından dolayı üç sektörde toplam ciro endeksleri dikkate alınmıştır.

Tablo 1.1’ de analizde kullanılan değişkenlerin isimleri ve tanımları yer almaktadır. Değişkenlerden sanayi, hizmet ve inşaat ciro endeksleri mevsimsellikten arındırılmış haliyle kullanılmış olup, tüm değişkenler logaritmik forma dönüştürülmüştür. Veriler aylık olup ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin hesaplanmaya başladığı 2011: 01 yılı başlangıç yılı olarak seçilmiş ve Covid-19 Pandemi dönemi analiz dışı bırakılarak çalışma dönemi 2019: 12’de sonlandırılmıştır.<sup>3</sup>

**Tablo 1.1.** Değişkenler ve tanımı

DEĞİŞKENLER	TANIM
LAOFM	TCMB Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti (Logaritmik)
LROKKH	Reel Özel Sektör Kredi Hacmi (Logaritmik)
LRDK	Reel Döviz Kuru (TÜFE bazlı, logaritmik)
LTGE	Tüketici Güven Endeksi (Logaritmik)
LSAN	Sanayi Ciro Endeksi (Logaritmik)
LHİZ	Hizmet Ciro Endeksi (Logaritmik)
LİNS	İnşaat Ciro Endeksi (Logaritmik)

#### 1.5.1.1. Birim Kök Testi

Çalışmada kullanılan değişkenlerin durağanlık sınaması için ilk olarak Dickey ve Fuller (1981) tarafından geliştirilen ADF (Geliştirilmiş Dickey-Fuller) birim kök testinden daha sonra Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen PP birim kök testinden yararlanılmıştır. Her iki test içinde yokluk hipotezi serilerin durağan olmadığını yani birim kök içermediğini, alternatif hipotez ise serilerin durağan olduğunu yani birim kök içermediğini ifade etmektedir.

ADF test sonuçlarına göre %1, %5, %10 anlamlılık düzeyinde LAOFM, LRDK, LTGE, LSAN, LHİZ, LİNS değişkenlerinin sabitli düzeyde durağan olmadığı yani bu değişkenler için  $H_0$  hipotezinin reddedilemediği ve birim kök içerdiği, LROKKH değişkeninin %5 anlam düzeyinde  $H_0$  hipotezinin reddedildiği yani durağan olduğu, sabit ve trend içeren modelde yalnızca LAOFM değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde durağan hale geldiği ve diğer tüm değişkenlerin birinci farkı  $I(1)$  alınması halinde durağan hale geldiği tespit edilmiş ve sonuçlar tablo 1.2’de verilmiştir.

<sup>3</sup> Covid-19 Pandemi sürecinin ortaya çıktığı ve etkisini gösterdiği 2020 ve 2021 yılları dahil edilerek analiz tekrarlanmıştır. Pandemi süreci hariç bırakılan ve dahil edilen analiz sonuçları karşılaştırılmış ve birbirine yakın çıktılar elde edilmiştir. Ancak Covid-19 döneminin dahil edildiği analiz sonuçlarında güven aralıkları genişlemiş bu nedenle çalışmada güven aralıklarının daha dar olduğu yani daha güvenilir sonuçlar veren 2011:01-2019:12 dönemi rapor edilmiştir.



**Tablo 1.2.** ADF Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKENLER	SABİT		SABİT ve TREND		1.Fark	
	Lag	ADF Test İst.	Lag	ADF Test İst.	Lag	ADF Test İst.
LAOFM	3	-1.713726	6	-3.262270*	0	-8.410430***
LROKKH	0	-3.235340**	0	-0.655319	0	-8.647948***
LRDK	2	-0.779246	2	-2.335404	1	-8.285348***
LTGE	3	-1.078029	3	-2.001350	2	-8.649766***
LSAN	0	0.354432	0	-1.999335	0	-11.55698***
LHİZ	0	0.583405	0	-1.205214	0	-9.820937***
LİNS	6	-1.134001	9	-2.862536	5	-4.322019***
<b>Mac Kinnon Kritik Değerler</b>						
%1	-3.494378		-4.051450		-3.493129	
%5	-2.889474		-3.454919		-2.888932	
%10	-2.581741		-3.153171		-2.581453	
Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme uzunluğu Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir.						

Tablo 1.3.'de yer alan Philips-Perron (PP)-birim kök testi sonuçlarına bakıldığında tüm değişkenlerin %1, %5, %10 anlamlılık düzeyinde sabitli düzeyde durağan olmadığı, LROKKH değişkeninin %5 anlam düzeyinde durağan olduğu, sabit ve trendli modelde ise LTGE' nin %10 ve LİNS değişkeninin %1 anlamlılık seviyesinde durağan olduğu diğer değişkenlerin birim kök içerdiği ve tüm değişkenlerin birinci farkı alındığında durağan hale geldikleri görülmektedir.

**Tablo 1.3.** PP Birim Kök Testi Sonuçları

DEĞİŞKENLER	SABİT		SABİT ve TREND		1.Fark	
	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.
LAOFM	5	-1.525588	5	-2.264568	4	-8.481068***
LROKKH	2	-3.150519**	3	-0.704116	2	-8.609450***
LRDK	4	-1.006894	2	-2.533062	7	-7.484695***
LTGE	8	-1.938925	5	-3.201907*	41	-16.21616***
LSAN	12	0.610286	6	-1.872366	9	-11.67682***
LHİZ	8	0.669977	5	-1.172179	7	-9.787876***
LİNS	36	-1.428957	5	-4.601595***	27	-21.48254***
<b>Mac Kinnon Kritik Değerler</b>						
%1	-3.492523		-4.046072		-3.493129	
%5	-2.888669		-3.452358		-2.888932	
%10	-2.581313		-3.151673		-2.581453	
Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West Bandwidth kriteri dikkate alınmıştır.						

ADF (Geliştirilmiş Dickey-Fuller) birim kök testi ile PP (Phillips-Perron) testinin önemli bir eksikliği yapısal kırılmaları dikkate almamasıdır. Ancak çalışmada incelenen 2011: M01- 2019: M12 arası dönem çeşitli yapısal değişimleri içermektedir. 2011 yılında Suriye'de çıkan iş savaş sonrası Türkiye'nin kısa sürede mülteci akınına uğraması, 15 Temmuz 2016 yılında meydana gelen darbe girişimi, 2018 yılında etkisini

hissettiren döviz- borç krizi bunlardan birkaçıdır. Dolayısıyla serilerin durağanlığının yapısal kırılmaları dikkate alan birim kök testleri ile tekrar sınanması önem arz etmektedir.

İlk olarak değişkenler, yapısal kırılma tarihi model tarafından içsel olarak tahmin edilen Zivot- Andrews (1992) tek yapısal kırılmalı birim kök testi ile test edilmiştir. Zivot- Andrews yaklaşımı üç ayrı modele dayanmaktadır. Model A sabitte, Model B trendde ve Model C hem sabit hem de trendde kırılmaya izin vermektedir. Üç model içinde yokluk hipotezi ve alternatif hipotez aşağıdaki gibidir;

$H_0$  = Yapısal kırılma olmadan seri durağan değildir.

$H_a$  = Yapısal kırılma ile birlikte seri trend durağandır.

Zivot- Andrews test istatistiği, %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde mutlak değer olarak t-istatistiğinden büyük ise yokluk hipotezi reddedilir. Yani seri yapısal kırılma ile birlikte trend durağandır. Tablo 1.4'deki ZA birim kök test sonuçlarına göre LTGE serisinin Model A için 2018: M08 tarihinde %10 anlamlılık düzeyinde trend durağan olduğu, LHİZ serisinin ise Model B'de 2016:M08 tarihi için, Model C'de ise 2016: M01 tarihi için %10' da trend durağan olduğu görülmektedir. LAOFM, LROKKH, LRDK, LSAN, ve LİNS serilerinin ZA test istatistikleri mutlak değer olarak 3 modelde de tüm anlamlılık düzeylerinde kritik değerlerden küçük olduğundan dolayı bu serilerde yokluk hipotezi reddedilememektedir. Yani serilerin birim kök içerdiğini ifade eden temel hipotez kabul edilmektedir.

**Tablo 1.4.** Zivot- Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	MODEL A			MODEL B			MODEL C		
	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.
LAOFM	6	2018:M04	-4.325	-	-	-	6	2013:M04	-3.569
LROKKH	0	2018:M08	-2.965	0	2017:M07	-3.033	0	2017:M06	-3.017
LRDK	2	2017:M10	-3.755	2	2016:M03	-3.435	2	2018:M05	-3.614
LTGE	3	2018:M08	-4.741*	3	2018:M02	-3.512	3	2018:M08	-3.694
LSAN	0	2017:M10	-3.757	0	2016:M02	-3.549	0	2016:M10	-3.878
LHİZ	0	2017:M11	-3.189	0	2016:M08	-4.286*	0	2016:M01	-4.895*
LİNS	9	2013:M05	-3.029	9	2016:M09	-3.727	9	2018:M02	-4.252
<b>Kritik Değerler</b>									
%1	-5.34			-4.80			-5.57		
%5	-4.93			-4.42			-5.08		
%10	-4.58			-4.11			-4.82		
Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir. Model A sabitte, Model B trendde ve Model C hem sabit hemde trendde kırılmaya izin vermektedir.									

Ekonomik zaman serilerinin birçoğunda tek yapısal kırılmayı dikkate almak kısıtlayıcı bir durum olabilmektedir. Bunun için Lee ve Strazicich (2003) düzey ve trenddeki iki kırılmanın yerini içsel olarak belirleyen iki kırılmalı bir minimum LM testi önermektedir. Lee-Strazicich yaklaşımı Model AX sabitte ve Model CX trendde kırılmaya izin veren iki temel modele dayanmaktadır. Bu modellerin hipotezleri aşağıdaki gibidir;

$H_0$  = Yapısal kırılma ile birlikte seri durağan değildir.

$H_a$  = Yapısal kırılma ile birlikte seri trend durağandır.

Burada yokluk hipotezi serinin yapısal kırılma altında birim kök içerdiğini ifade ederken yokluk hipotezinin reddedilmesi, serinin trend durağan olduğu anlamına gelmektedir (Lee & Strazicich, 2003; 1087). Tablo 1.5’de iki yapısal kırılmaya izin veren LS birim kök test sonuçlarına göre AX modeli için LAOFM (2012: M08-2016: M12) %10, LRDK (2016: M12-2018: M07) ve LİNS (2017: M07-2018: M10) %5, LTGE (2016: M03-2018: M08) serilerinin %1 anlamlılık düzeyinde trend durağan olduğu, LROKKH, LHİZ ve LSAN serilerinin yapısal kırılma altında durağan olmadığı görülmektedir. CX modelinde ise LROKKH (2014: M12-2018: M07) serisinin %1, LTGE (2013: M08-2018: M06) serisinin %5, LAOFM (2012: M06-2018: M03) ve LRDK(2015: M11-2018: M06) serilerinin ise %10 anlam düzeyinde trend durağan olduğu görülmektedir.

**Tablo 1.5.** Lee-Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi

MODEL AX						MODEL CX				
Değişken	Kırılma tarihleri	Min. Test İst. (Tau)	Kritik Değerler			Kırılma tarihleri	Min. Test İst. (Tau)	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10			%1	%5	%10
LAOFM	2012:M08 2016:M12	-3.40*	-4.07	-3.56	-3.29	2012:M06 2018:M03	-5.56*	-6.82	-5.91	-5.54
LROKKH	2012:M05 2018:M07	-1.69	-4.07	-3.56	-3.29	2014:M12 2018:M07	-8.34***	-7.00	-6.18	-5.82
LRDK	2016:M12 2018:M07	-3.75**	-4.07	-3.56	-3.29	2015:M11 2018:M06	-6.01*	-6.93	-6.17	-5.82
LTGE	2016:M03 2018:M08	-4.07***	-4.07	-3.56	-3.29	2013:M08 2018:M06	-6.15**	-6.82	-5.91	-5.54
LSAN	2016:M09 2018:M07	-2.93	-4.07	-3.56	-3.29	2016:M03 2018:M05	-5.30	-6.93	-6.17	-5.82
LHİZ	2012:M09 2018:M07	-2.80	-4.07	-3.56	-3.29	2015:M11 2017:M09	-4.86	-6.82	-6.16	-5.83
LİNS	2017:M07 2018:M10	-4.36**	-4.07	-3.56	-3.29	2014:M02 2017:M09	-5.87	-7.03	-6.37	-6.01

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir. Model AX sabitte, Model CX trendde kırılmaya izin vermektedir.

ZA ve LS testlerine birlikte bakıldığında LSAN<sup>4</sup> hariç tüm serilerde en az bir anlamlı yapısal kırılma olduğu söylenebilir. Yapısal kırılma tarihlerine bakıldığında çoğunlukla ilk kırılma tarihi darbe girişiminin meydana geldiği 2016 yılına işaret ederken ikinci kırılma Türkiye döviz- borç krizinin etkisini hissettirdiği 2018 yılına işaret etmektedir. Dolayısıyla bu aşamadan sonra yapısal kırılma testlerinin verdiği 2016 ve 2018 tarihlerini dikkate alan iki adet kukla değişken, trend etkisini dikkate almak için trend ve kuadratik trend dışsal değişken olarak modele dahil edilmiştir.

### 1.5.1.2. VAR Analizi

İlk olarak Sims (1980) tarafından geliştirilen VAR yaklaşımı parasal aktarım mekanizması kanallarının etkinliği veya işleyişini incelemek amacıyla literatürde sıklıkla başvurulan bir yöntemdir. Vektör Otoregresif (VAR) modeller, bir denklem sisteminde yer alan her bir içsel değişkenin hem kendi, hem de sistemdeki diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin yer aldığı eşitlikler sistemidir. VAR modellerinde değişkenler her ne kadar içsel değişkenler olarak belirtilmiş olsa da denklem sisteminde aynı zamanda dışsal değişkenler de yer alabilmektedir (Sevüktekin ve Çınar, 2017:495).

Çalışmada parasal aktarım mekanizmasının faiz, kredi, döviz kuru ve beklenti kanallarından hangilerinin reel sektörler üzerinde daha etkili olduğunu görmek için ilk olarak her biri beş içsel değişkenden oluşan üç adet VAR modeli oluşturulmuştur. Bu modeller oluşturulurken Nampewo vd. (2013)'nin çalışması esas alınmış, Nampewo vd. (2013) çalışmalarında sektörel çıktı, enflasyon, faiz, özel sektör kredileri, döviz kuru değişkenleri ile model oluştururken çalışmamızda sektörel çıktı yerine sektörel ciro endeksi ve enflasyon oranı yerine beklenti kanalını ölçmek amacıyla tüketici güven endeksi modele dahil edilmiştir. VAR modelinde kullanılacak olan değişkenlerin durağanlık şartını sağlaması gerekliliğinden dolayı 2016 ve 2018 yıllarındaki yapısal kırılmayı dikkate alan yani tüm yıllarda "0" 2016 ve 2018 yıllarında "1" değerini alan iki adet kukla değişken ve trend etkisini dikkate almak için hem trend hem de trendin karesi alınarak elde edilen kuadratik trend modele dışsal değişken olarak dahil edilmiştir. İlk VAR1(p) denklemi aşağıdaki gibidir;

<sup>4</sup> LSAN serisi için ayrıca doğrusal olmayan birim kök testlerinden KSS (2003-Kapetonios, Shin ve Snell tarafından geliştirilen) birim kök testi uygulanmıştır. KSS doğrusal olmayan birim kök test sonucuna göre t istatistiği -5.51 olup KSS-2003 (sabit ve trendli model kritik değerleri -3.93(%1), -3.40(%5), -3.13(%10)) kritik değerlerinden mutlak değer olarak büyük olup birim kök vardır şeklindeki H<sub>0</sub> hipotezi reddedilmiş ve H<sub>A</sub> alternatif hipotez kabul edilmiştir. Dolayısıyla LSAN serisi tüm kritik değerlerde doğrusal olmayan trend durağan bir seridir. Bu nedenle modelde LSAN serisinin düzey hali kullanılmış ve kuadratik trend modele dışsal değişken olarak eklenmiştir.

$$\begin{aligned}
& \text{LSAN}_t = \\
& \theta_{10} + \sum_{j=1}^p \beta_{11j} \text{LSAN}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{11j} \text{LTGE}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{11j} \text{LAOFM}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_{11j} \text{LROKKH}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{11j} \text{LRDK}_{t-j} + \\
& \theta_{11} D_1 + \Omega_{11} D_2 + \gamma_{11} T + \psi_{11} T^2 + \varepsilon_{1t}
\end{aligned} \tag{1.1}$$

$$\begin{aligned}
& \text{LTGE}_t = \\
& \theta_{20} + \sum_{j=1}^p \beta_{21j} \text{LSAN}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{21j} \text{LTGE}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{21j} \text{LAOFM}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_{21j} \text{LROKKH}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{21j} \text{LRDK}_{t-j} + \\
& \theta_{21} D_1 + \Omega_{21} D_2 + \gamma_{21} T + \psi_{21} T^2 + \varepsilon_{2t}
\end{aligned} \tag{1.2}$$

$$\begin{aligned}
& \text{LAOFM}_t = \\
& \theta_{30} + \sum_{j=1}^p \beta_{31j} \text{LSAN}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{31j} \text{LTGE}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{31j} \text{LAOFM}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_{31j} \text{LROKKH}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{31j} \text{LRDK}_{t-j} + \\
& \theta_{31} D_1 + \Omega_{31} D_2 + \gamma_{31} T + \psi_{31} T^2 + \varepsilon_{3t}
\end{aligned} \tag{1.3}$$

$$\begin{aligned}
& \text{LROKKH}_t = \\
& \theta_{40} + \sum_{j=1}^p \beta_{41j} \text{LSAN}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{41j} \text{LTGE}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{41j} \text{LAOFM}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_{41j} \text{LROKKH}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{41j} \text{LRDK}_{t-j} + \\
& \theta_{41} D_1 + \Omega_{41} D_2 + \gamma_{41} T + \psi_{41} T^2 + \varepsilon_{4t}
\end{aligned} \tag{1.4}$$

$$\begin{aligned}
& \text{LRDK}_t = \\
& \theta_{50} + \sum_{j=1}^p \beta_{51j} \text{LSAN}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{51j} \text{LTGE}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \alpha_{51j} \text{LAOFM}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \phi_{51j} \text{LROKKH}_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{51j} \text{LRDK}_{t-j} + \\
& \theta_{51} D_1 + \Omega_{51} D_2 + \gamma_{51} T + \psi_{51} T^2 + \varepsilon_{5t}
\end{aligned} \tag{1.5}$$

Denklemden yer alan  $\varepsilon_t$ ' ler VAR dilinde şoklar olarak adlandırılan stokastik hata terimleridir ve bu hata terimleri  $\text{IID}(0, \sigma^2)$ 'dir. Yani ortalaması sıfır ve varyansı sabit bağımsız özdeş dağılım rasal değişkendir. Denklemden yer alan  $p$  ise denklemleri tahmin etmeden önce belirlenmesi gereken gecikme uzunluğudur.  $D_1$  değişkeni 2016 yılında yaşanan darbe etkisini,  $D_2$  ise 2018 yılında ortaya çıkan döviz-borç krizinin etkisini modele dahil etmek için oluşturulan kukla değişkenlerdir.  $T$  ise tüm analiz dönemlerini kapsayan trend ve  $T^2$  kuadratik trend değişkenidir. Modeldeki eşitliklerin sağ tarafında değişkenlerin cari(eş-anlı) değerleri yer almadığından dolayı bu modellere standart VAR(p) denilmektedir. VAR2(p) ve VAR3(p) modelleri de VAR1(p) modeline benzer şekilde oluşturulmuştur. VAR2(p) modelinde yukarıdaki 5 denklemden de yer alan LSAN değişkeni yerine LHİZ ve VAR3(p) modelinde ise LSAN yerine LİNS değişkeni yer almıştır.

Optimum gecikme uzunlukları LR (sequential modified LR test statistic), FPE (Final prediction error), AIC (Akaike information criterion), SC (Schwarz information criterion) ve HQ (Hannan-Quinn information criterion) tarafından belirlenmiş olup Tablo 1. 6'da verilmiştir.

Tablo 1.6. Optimum Gecikme Uzunlukları

	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
VAR1	0	873.0804	NA	1.46e-14	-17.66834	-17.00054	-17.39841
	1	1100.250	407.0127	2.17e-16	-21.88022	-20.54462*	-21.34034*
	2	1132.810	54.94475	1.87e-16*	-22.03771	-20.03432	-21.22791
	3	1147.542	23.32514	2.36e-16	-21.82379	-19.15259	-20.74405
	4	1165.458	26.50079	2.82e-16	-21.67621	-18.33721	-20.32653
	5	1187.591	30.43366	3.14e-16	-21.61649	-17.60969	-19.99688
	6	1210.393	28.97658	3.52e-16	-21.57068	-16.89609	-19.68113
	7	1227.844	20.36027	4.52e-16	-21.41342	-16.07103	-19.25394
	8	1243.396	16.52389	6.25e-16	-21.21659	-15.20640	-18.78717
	9	1274.025	29.35241	6.58e-16	-21.33385	-14.65586	-18.63450
	10	1307.568	28.65163	6.89e-16	-21.51184	-14.16605	-18.54255
	11	1328.688	15.83974	1.00e-15	-21.43100	-13.41741	-18.19177
	12	1390.479	39.90695*	6.83e-16	-22.19748*	-13.51610	-18.68833
VAR2	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
	0	868.5754	NA	1.60e-14	-17.57449	-16.90669	-17.30455
	1	1133.754	475.1115	1.08e-16	-22.57821	-21.24261*	-22.03833*
	2	1167.312	56.62926	9.12e-17*	-22.75650	-20.75310	-21.94669
	3	1179.142	18.73026	1.22e-16	-22.48212	-19.81092	-21.40237
	4	1195.725	24.53019	1.50e-16	-22.30678	-18.96778	-20.95710
	5	1213.190	24.01433	1.84e-16	-22.14980	-18.14300	-20.53019
	6	1234.462	27.03332	2.13e-16	-22.07213	-17.39754	-20.18259
	7	1257.713	27.12574	2.43e-16	-22.03569	-16.69330	-19.87621
	8	1269.452	12.47224	3.63e-16	-21.75941	-15.74922	-19.32999
	9	1297.786	27.15327	4.01e-16	-21.82886	-15.15087	-19.12951
	10	1335.198	31.95662	3.87e-16	-22.08746	-14.74167	-19.11817
	11	1360.363	18.87354	5.17e-16	-22.09089	-14.07730	-18.85167
12	1428.066	43.72476*	3.12e-16	-22.98054*	-14.29915	-19.47138	
VAR3	Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
	0	730.6845	NA	2.84e-13	-14.70176	-14.03396	-14.43182
	1	962.0583	414.5447	3.87e-15	-19.00121	-17.66562*	-18.46134*
	2	994.6799	55.04902	3.33e-15*	-19.16000	-17.15660	-18.35019
	3	1007.003	19.51227	4.41e-15	-18.89591	-16.22471	-17.81616
	4	1023.285	24.08310	5.45e-15	-18.71427	-15.37528	-17.36459
	5	1042.565	26.51035	6.44e-15	-18.59511	-14.58832	-16.97550
	6	1067.580	31.78997	6.89e-15	-18.59542	-13.92083	-16.70588
	7	1092.411	28.96913	7.59e-15	-18.59190	-13.24950	-16.43241
	8	1104.670	13.02484	1.12e-14	-18.32645	-12.31626	-15.89703
	9	1132.444	26.61723	1.26e-14	-18.38425	-11.70626	-15.68490
	10	1166.428	29.02791	1.30e-14	-18.57142	-11.22563	-15.60213
	11	1218.324	38.92216*	9.97e-15	-19.13176	-11.11817	-15.89253
12	1265.949	30.75785	9.14e-15	-19.60311*	-10.92172	-16.09395	

Not: \*Kriter tarafından belirlenen gecikme uzunluğunu ifade etmektedir.

Maksimum gecikme uzunluğu çalışmada kullanılan verilerin aylık olması sebebiyle 12 olarak seçilmiştir. 3 VAR modelinde de FPE (Final prediction error) bilgi kriteri 2 gecikmeyi işaret etmiştir. Dolayısıyla VAR1, VAR2 ve VAR3 modelleri için 2

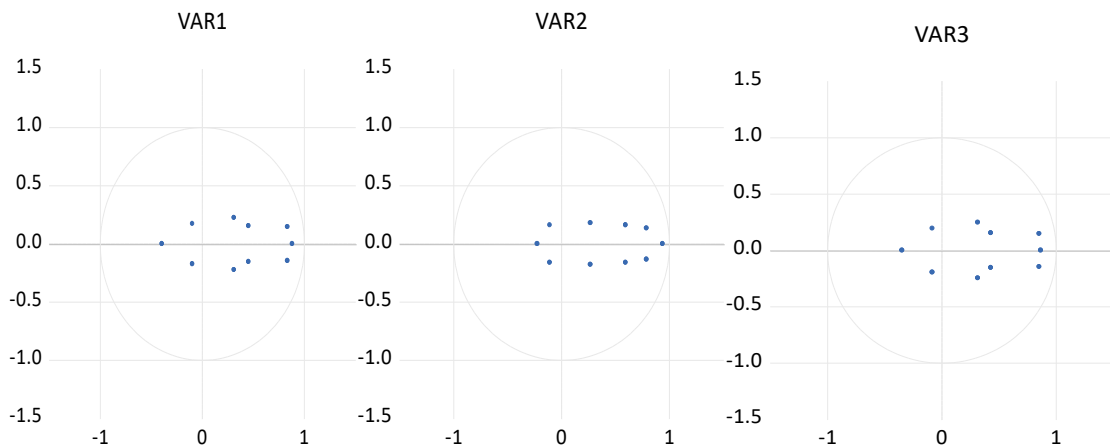
gecikme uzunluğu dikkate alınmıştır<sup>5</sup>. Bu gecikme değerleri belirlenirken hata terimleri arasında otokorelasyon sorunu olup olmadığı Lagrange çarpanı (LM) ile test edilmiş, 12 gecikmeye kadar %1 olasılık düzeyinde otokorelasyon sorunu yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi 3 modelde de reddedilememiş ve sonuçlar Tablo 1. 7’de verilmiştir.

**Tablo 1.7.** LM Test Sonuçları

Lag	VAR1		VAR2		VAR3	
	LM	Prob	LM	Prob	LM	Prob
1	32.83764	0.1352	25.79604	0.4185	20.96830	0.6944
2	26.29767	0.3919	23.40187	0.5541	27.08008	0.3519
3	23.22400	0.5645	17.24722	0.8726	17.78330	0.8515
4	18.79900	0.8067	20.03304	0.7451	20.66936	0.7109
5	27.98787	0.3084	25.44685	0.4376	27.76468	0.3188
6	19.58741	0.7681	18.71839	0.8104	25.90285	0.4128
7	23.65920	0.5391	16.27167	0.9065	20.33967	0.7288
8	27.43568	0.3345	25.11779	0.4558	30.81923	0.1951
9	23.65264	0.5395	25.34805	0.4430	31.73078	0.1660
10	26.57375	0.3775	20.54819	0.7175	16.70117	0.8923
11	17.37329	0.8678	25.38632	0.4409	30.50293	0.2060
12	16.14156	0.9105	13.51844	0.9695	17.37670	0.8677

$H_0$ : p gecikmede otokorelasyon sorunu yoktur.

VAR1, VAR2 ve VAR3 modellerinin istikrar koşullarını sağladığı Şekil 1. 2’de gösterilmiştir. Şekil 1. 2’ye göre otoregresif karakteristik polinomunun ters kökleri birim çember içerisinde kalmaktadır. Bu durumda üç VAR modeli de kararlı bir süreç izlemekte ve durağanlık şartlarını sağlamaktadır.



**Şekil 1.2.** AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri

<sup>5</sup> LR, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerinin işaret ettiği gecikme uzunlukları ile tahmin edilen modellerde otokorelasyon, sorunu ile karşılaşılmış ve bu nedenle otokorelasyon sorunu olmayan ve durağanlık şartlarının elverdiği FPE bilgi kriterinin işaret ettiği 2 gecikme uzunluğu dikkate alınmıştır.

VAR analizinin asıl amacı Sims (1980) ve Sims, Stock ve Watson (1990)'a göre parametre tahmininden ziyade ekonomik değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkiyi incelemektir. Etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırmaları ekonomik değişkenler arasındaki ilişkileri incelemek için faydalı olabilmektedir. (Enders, 2004:240, Enders, 2015:302). VAR modellerindeki bireysel katsayıların yorumlanması genellikle zor olduğundan dolayı etki-tepki fonksiyonundan (IRF) yararlanır. Basit iki değişkenli bir VAR(p) denklemi aşağıdaki gibidir;

$$N_t = \theta + \sum_{j=1}^p \beta_j N_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_j K_{t-j} + \varepsilon_{1t} \quad (1.6)$$

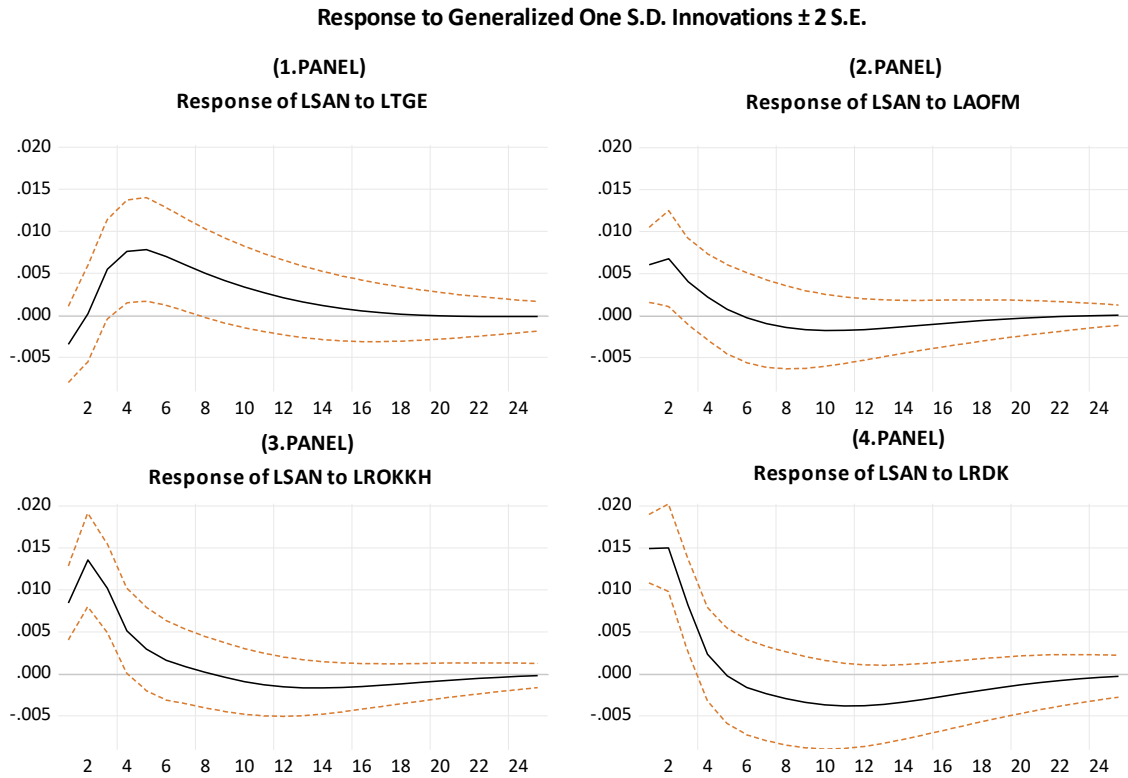
$$K_t = \theta' + \sum_{j=1}^p \gamma_j N_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_j K_{t-j} + \varepsilon_{2t} \quad (1.7)$$

Denklemlerde yer alan  $N_t$  ve  $K_t$  durağan değişkenler ve  $\varepsilon_t$  'ler ise VAR dilinde şoklar olarak adlandırılan stokastik hata terimleridir. Denklemlerde yer alan  $p$  ise denklemleri tahmin etmeden önce belirlenmesi gereken gecikme uzunluğudur. IRF, VAR sistemindeki bağımlı değişkenin, denklem A ve B'de yer alan  $\varepsilon_{1t}$  ve  $\varepsilon_{2t}$  gibi hata terimlerindeki şoklara tepkisini ölçmektedir. Denklem A'da  $\varepsilon_{1t}$  'in bir standart sapma değerinde arttığını varsayarsak bu şok bağımlı değişken olan  $N_t$ 'yi hem mevcut hem de gelecek dönemlerde etkileyecektir. Ayrıca  $N_t$  değişkeni  $K_t$  denkleminde de yer aldığından,  $\varepsilon_{1t}$  'deki şok  $K_t$  üzerinde de bir etkiye sahip olacaktır. Aynı şekilde,  $K_t$  denklemlerde yer alan  $\varepsilon_{2t}$  'nin bir standart sapmalık değişmesi  $N_t$  üzerinde bir etkiye sahip olacaktır. Etki-tepki fonksiyonu bu tür şokların etkisinin gelecekteki dönemlerde de izlenmesine olanak sağlamaktadır (Gujarati,2008;785-798).

VAR analizinde değişkenlerin sıralanış şekli etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırmaları için önemli bir etkidir. Sims (1980) tarafından önerilen Cholesky ayrıştırmada modele eklenen değişkenlerin sıralaması önem arz etmektedir. Çalışmada Koop vd. (1996) Pesaran ve Shin (1998) tarafından ileri sürülen, değişkenlerin sıralamasından etkilenmeyen hem doğrusal hem de doğrusal olmayan modellere uygulanabilen geliştirilmiş etki tepki fonksiyonlarından (GIRF) yararlanılmıştır. Geleneksel etki-tepki analizinden farklı olarak, geliştirilmiş etki tepki fonksiyonu şokların ortogonalizasyonunu gerektirmemekte ve VAR sistemindeki değişkenlerin sıralamasına göre değişmemektedir.



Şekil 1. 3' de tahmin edilen VAR 1 modelinde sırasıyla LTGE, LAOFM, LROKKH ve LRDK'ye verilen bir standart hatalık şok karşısında sanayi (LSAN) sektörünün verdiği tepkiyi gösteren etki-tepki fonksiyonları yer almaktadır.



**Şekil 1.3.** VAR1 Etki- Tepki Fonksiyonları

Şekil 1. 3'ün birinci panelinde tüketici güven endeksindeki (LTGE) bir standart sapmalı şok sanayi sektöründe ilk iki ay istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmazken üçüncü aydan sekizinci aya kadar pozitif istatistiksel olarak da anlamlı bir etki yaratmaktadır. Sekizinci aydan sonra ise pozitif etki giderek azalmakta ve istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmektedir. Şeklin ikinci panelinde faiz oranındaki (LAOFM) bir standart sapmalı şok, yani daraltıcı para politikası sanayi sektöründe üçüncü aya kadar pozitif istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratırken üçüncü aydan sonra ise bu etki istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmektedir. Üçüncü panelde reel özel kesim kredi hacminde (LROKKH) meydana gelen bir standart sapmalı şok sanayi sektörünü ilk dört ay pozitif etkilerken dördüncü aydan sonra ise şokun etkisi ortadan kaybolmaktadır. Son olarak dördüncü panelde reel efektif döviz kurundaki (LRDK) bir standart sapmalı şokun sanayide ilk dört ay pozitif istatistiksel olarak anlamlı bir etki yarattığı dördüncü aydan sonra da etkinin istatistiksel anlamlılığını yitirdiği görülmektedir. Kısaca

özetleyecek olursak tüm para politikası aktarım kanallarında meydana gelen bir standart sapmalı şok sanayi sektörünü kısa vadede pozitif yönde etkilemektedir.

Şekil 1. 3'ün birinci paneli parasal aktarım mekanizması kanallarından beklenti kanalını temsil etmek için modele eklenen tüketici güven endeksinde (LTGE) meydana gelen pozitif bir şokun sanayi sektörü cirosu üzerindeki etkisini göstermektedir. Tüketici güven endeksi, tüketicilerin kişisel mali durumları ve genel ekonomiye yönelik cari dönem değerlendirmeleri ve gelecek dönem beklentileri ile yakın gelecekteki harcama ve tasarruf eğilimlerinin ölçülmesini hedeflemektedir (TÜİK, 25.12.2021). Tüketici güven endeksinde meydana gelen genel pozitif bir şok karşısında ekonomik karar birimlerinin geleceğe yönelik beklentilerinde iyimser olacağı, bu durumu ise tüketim ve üretim kararlarına yansıtacağı beklenmektedir. John Maynard Keynes (1936) "The General Theory of Employment, Interest and Money" adlı eserinde bu durumu "Animal Spirits" kavramı ile açıklamaktadır. Keynesçi teoriye göre, konjonktür dalgalanmalarının meydana gelmesinde yatırımcıların gelecekle ilgili beklentileri önemli bir rol oynamaktadır. Girişimcilerin bugün alacağı yatırım kararlarının getirisi gelecek döneme bağlı olduğundan dolayı belirsizlik içermektedir. Dolayısıyla girişimci yatırım kararı alırken cari dönem yatırımı ile gelecek dönem karını mukayese eder. Yani yatırım kararı girişimcinin psikolojisi (animal spirit) ile şekillenir. Geleceğe dair beklentileri iyimser olan bir girişimci, kredi faiz oranı ile sermayenin marjinal etkinliğini karşılaştırması sonucu yatırım kararı alır, çarpan ve hızlandırıcı etkisi ile istihdam oranları, üretim ve milli gelir artar. Girişimcinin geleceğe dair beklentileri olumsuzluk içeriyorsa ise mekanizma tersine işleyecek yatırımlar, istihdam, üretim düşecek ve konjonktürel bir daralmaya meydana gelecektir (Bocutoğlu, 2012: 6-7). Benzer şekilde tüketicilerin geleceğe yönelik beklentileri iyimser ise yakın ve yakın gelecekteki ekonomiye güveniyorsa, tasarruftan fazlasını harcayacak yani tüketimini artıracaktır. Dolayısıyla beklentileri ölçülebilen bir terim olan tüketici güven endeksindeki bir artışın sanayi cirosunu artırması hem beklentilerimizle hem de teori ile uyumlu bir sonuçtur. Yani Şekil 1. paneli bize, Türkiye'de sanayi sektöründe Keynes'in "Animal Spirits" teorisinin kısa dönemde geçerli olduğunu göstermektedir. Bu sonuç literatürdeki Matsusaka ve Sbordone (1995), Utaka(2003), Bryant ve Macri (2005), Arısoy(2012), Mandal ve Mccollum (2013), İbrahim vd. (2015), Kılıç ve Çankaya (2016), Yamak, Yamak ve Erkan (2019), Demirgil (2019), Başarır, Bicil ve Yılmaz (2019), Ay (2019), Yaşar ve Ceylan (2020)' in çalışma sonuçları ile benzer nitelikte iken Loria ve Brito

(2004) ve Erdoğan (2007) sonuçları ile çelişmektedir. Literatürde benzer ve farklı sonuçlara ulaşan bu çalışmalar hakkında ayrıntılı bilgi aşağıda yer almaktadır:

Literatürde tüketici güven endeksinin direkt olarak sanayi ile ilişkisinden ziyade makroekonomik değişkenler ile arasındaki ilişki incelenmiştir. Matsusaka ve Sbordone (1995), ABD’de Tüketici Güven Endeksi’nin GSYİH büyümesine neden olduğunu saptamıştır. Tüketici güven endeksinin Japonya’nın GSYİH’sı üzerindeki etkisini araştıran Utaka(2003) tüketici güveninin kısa dönemli ekonomik dalgalanmalarda etkin olduğunu göstermiştir. Bryant ve Macri (2005), 1979-2000 dönemi için Avusturya’da, tüketici güveninin tüketim harcamaları üzerinde etkili olduğunu göstermiştir. Mandal ve Mccollum (2013) ise New York’ un 5 metropol şehrinde 2001-2010 arasında tüketici güven endeksinden işsizlik oranına doğru uzun dönemde negatif bir nedensellik ilişkisine rastlamıştır. İbrahim vd. (2015), 2009- 2015 döneminde Nijerya’nın tüketici güven endeksi ile reel GSYİH büyümesi arasında nedensel bir ilişki olduğunu ve makroekonomik değişkenlerin planlanması ve öngörüsünde tüketici güven endeksinin kullanılabileceğini belirtmiştir. Kılıç ve Çankaya (2016)’nın ABD için yaptığı çalışmanın sonuçları tüketici güveni ile ekonomik faaliyetler (özellikle de imalat sanayi ile) arasında pozitif ve güçlü bir ilişkili olduğunu göstermiştir.

Türkiye için yapılan çalışmalarda Arısoy(2012), ele aldığı 2005-2012 döneminde Tüketici Güven Endeksinin tüketim harcamalarını Reel Kesim Güven Endeksinin ise sanayi üretimini etkilediğini yönünde sonuçlar elde etmiştir. Yamak, Yamak ve Erkan (2019), 2004-2018 döneminde tüketici güven endeksinin tüketim harcamalarını pozitif etkilediği sonucuna varmıştır. Demirgil (2019) ise ele almış olduğu 2010-2018 döneminde güven endeksinde meydana gelen %1’lik bir artışın ekonomik büyümeyi %0,56 oranında artırdığını ispatlamıştır. Başarır, Bicil ve Yılmaz (2019), 2012–2018 döneminde Türkiye’de tüketici güven endeksinden sanayi üretim endeksine doğru bir nedensellik ilişkisi olduğu göstermiştir. Ay (2019) Türkiye için 2007-2019 dönemini baz aldığı çalışmasında beklentileri temsilen kullanılan reel kesim güven endeksi ile imalat sektörü kapasite kullanımı arasındaki ilişkiyi incelemiş ve bu değişkenler arasında çift taraflı nedensellik olduğunu saptamıştır. 2004-2019 dönemini ele alan Yaşar ve Ceylan (2020), Türkiye’de bu dönemde tüketici güven endeksi ile GSYİH arasında uzun vadeli bir ilişki olduğunu kısa vadede ise tüketici güven endeksinden GSYİH’ ya doğru tek taraflı bir nedensellik olduğunu ortaya koymuştur.

Bu çalışmaların aksine Loría ve Brito (2004) ABD’ de 1978-2003 döneminde tüketici güven endeksi ile yatırım ve tüketim arasında bir eşbütünlük ilişkisinin olmadığı ve tüketici güven endeksinden tüketime ve özel yatırıma nedensellik de olmadığı görülmüştür. Erdoğan (2007), 2003-2006 döneminde Türkiye’de tüketici güven endeksinin hane halkı tüketimi üzerinde etkisinin olmadığını belirtmiştir.

Şekil 1. 3’ün ikinci paneli faiz oranında (LAOFM) meydana gelen pozitif bir şokun yani daraltıcı para politikasının sanayi sektörü cirosu üzerinde yarattığı pozitif etkiyi göstermektedir. Faiz oranında meydana gelen pozitif bir şok ekonomide olumlu ve olumsuz birtakım etkiler yaratmaktadır. Faizlerin artması yani daraltıcı bir para politikası şoku yatırımların maliyetinin artması anlamına gelmektedir. Bu durum yatırımlar üzerinde azaltıcı bir etki yaratır ve ekonomik büyüme olumsuz etkilenir. Diğer taraftan ödemeler dengesi açık veren Türkiye gibi ülkelerde faiz artırımını dış ülkelere yatırım çekip sıcak para girişi sağlayarak iç piyasayı rahatlatılmaktadır. Bununla birlikte faiz artırımını o ülkenin parasının da değerlenmesi anlamına gelmektedir. Parası değer kazanan ülkede döviz kurundaki artıştan kaynaklanan maliyet enflasyonu ve buna bağlı talep enflasyonu engellenebilmektedir. Özellikle Türkiye gibi sanayisi büyük oranda yurt dışı girdisine bağlı olan ekonomilerde bu durum ülkenin uluslararası rekabet gücünü artırarak üretimin artmasına yol açabilir.

Yüksek faiz oranının ekonomiyeye bir diğer etkisi enflasyonu baskılayarak servet etkisi yaratmasıdır. Bu etki teoride, İngiliz iktisatçı Arthur Cecil Pigou tarafından ortaya atılan Pigou etkisi veya reel balans etkisi olarak adlandırılmaktadır. Pigou etkisine göre fiyatlar genel düzeyinde meydana gelen düşme (faiz artışından dolayı gerçekleşebilir) kişilerin elinde bulunan aktiflerin (hisse senedi, tahvil gibi) değerinin artmasına neden olacaktır. Reel servetinde artış meydana gelen kişiler tüketim harcamalarını artıracaktır bu da hasıla da artış yaratacaktır (Bilgili, 2020:116). Dolayısıyla faiz oranındaki pozitif bir şok birçok açıdan olumsuz etkiler yaratmakla birlikte çalışmamızdaki gibi ekonomiyeye pozitif yönde de etki edebilir.

Çalışmada faiz oranındaki artışın sanayi cirosunda pozitif bir etki yaratmasının bir nedeni, faiz artışıyla birlikte ulusal paranın değerindeki artışın sanayi cirosunun %90’ dan fazlasını oluşturan imalat sanayinin ithal girdileri ucuza alıp maliyet avantajı elde etmesidir. Bu maliyetlerdeki avantaj ise döviz kuru üzerinden gerçekleşmektedir. Ancak çalışmada döviz kuru bir diğer parasal aktarım mekanizması olarak modele

eklendiğinden ötürü bu etkiler zaten döviz kuru kanalı üzerinden yansımaktadır. Bu nedenle faiz artışın pozitif etkisini açıklayacak tek seçenek Pigou Etkisi hipotezinin Türkiye’de sanayi sektöründe kısa dönemde geçerli olmasıdır. Burada Pigou etkisi, faiz artışının enflasyonu baskılanması ve buna bağlı olarak reel servette artış yaşanması ile ortaya çıkmaktadır. Bu servet artışı ise özellikle temel tüketim malları üreten imalat sanayi sektörüne (gıda ürünleri imalatı, içecek imalatı, tütün ürünleri imalatı, tekstil ürünleri imalatı, kâğıt ve kâğıt ürünleri, temel eczacılık ürünleri, mobilya, elektrikli ürünlerin imalatı vb.) talebi artırarak sanayi cirosuna katkı sağlamaktadır. Neticede faiz artırımını kısa vadede sanayiye dolaylı yoldan da ekonomiye olumlu katkı sağlamaktadır. Bu sonuç literatürdeki Hayo ve Uhlenbrock (1999), Aslan (2007), Baydur (2007), Balaylar ve Duygulu (2011), Çetin ve Aksoy (2016) ve Altuntepe (2020)’nin çalışma sonuçları ile benzerlik gösterirken İbrahim (2005), Karim vd. (2006), Peersman ve Smets (2005), Nampewo vd. (2013), Sengupta (2014), Kumar ve Rao (2018), Cengiz ve Öruç (2018)’ün çalışmalarıyla çelişmektedir. Bu çalışmaların sonuçlarına dair ayrıntılı bilgiler aşağıda yer almaktadır:

Uluslararası literatürde Hayo ve Uhlenbrock (1999), Almanya’da imalat sanayi içinden kimya endüstrisi, demir ve çelik endüstrisi, demir dışı metal endüstrisi, elektrik mühendisliği ve büro makineleri üreticileri daraltıcı para politikasına üretimlerini düşürerek, petrol arıtma sanayi, gemi yapımı, gıda, giyim, basım sanayi, madencilik sanayi, alet imalatçıları ve yapısal metal ürünleri imalatçıları ise üretimlerini artırarak cevap vermiştir. Bu tepkilerin gerekçeler olarak sermaye kullanımı, sübvansiyon ve dış ticarete yönelim gibi faktörleri göstermişlerdir. Balaylar ve Duygulu (2011) 2002-2008 döneminde yükselen faizlerin beraberinde tüketimi de arttırdığını gözlemlemiştir. Reel faizlerin arttığı dönemlerde ulusal paranın değer kazanmasına bağlı olarak özel sektörün yurt içi borçlanma maliyeti yükselmekte bu nedenle dış piyasalara yönelerek net dış borçları artmaktadır. Faiz arbitrajından faydalanmak isteyen bankacılık sektörü ise yurt dışından borçlanarak yurt içi kredi hacmini genişletmekte bu da tüketim harcamalarının artırmaktadır. Yine bahsi geçen dönemde ulusal paranın değer kazanması, ithal edilen tüketim malı miktarını artırarak toplam talebin artmasına neden olmaktadır.

Çetin ve Aksoy (2016), yükselen piyasalar için faiz oranları ile ekonomik büyüme arasında negatif, OECD ülkelerinde ise pozitif bir ilişki olduğunu görmüştür. Bu pozitif ilişkinin gerekçesi olarak ise OECD ülkelerinin finansal sistemlerinin gelişmiş

veya geliřmekte olan ũlkelere gre daha istikrarlı ve dřk riski olduęu, dolayısıyla faiz artıřlarının bu ũlkelere ynelik fon akımlarını tetikledięi gsterilmiřtir.

Trkiye iin daraltıcı para politikasının doęrudan sanayi sektrn olumlu etkiledięi bir alıřmaya rastlanmamıř ancak faiz artırımının ekonomik byme, istihdam, tketim gibi faktrler zerinde olumlu etkiler yarattıęına dair ok sayıda alıřmaya rastlanmıřtır. 1987–2006 dnemini Trkiye iin analiz eden Aslan (2007), hem kamu harcama řoklarının hem de para politikası řoklarının milli geliri arttırmakta olduęunu ancak para politikası řoklarının daha uzun sre etki yarattıęını gzlemiřtir. Baydur (2007), 2002-2005 dneminde TCMB'nin toplam talebi dřrmek amacıyla uyguladıęı yksek faiz politikasının dıř kaynak giriřini cazip hale getirerek toplam talebi arttırdıęını gstermiřtir. Reel faizlerin artırılması toplam talebi arttırmakta, TL deęer kazanmakta ve kısa vadede enflasyonu baskılayarak ekonomik bymeye katkı saęlamaktadır. Altuntepe (2020) ise 2009- 2019 dneminde M1(ekonomideki nakit para, vadesiz mevduat ve eklerin toplamı) para arzı yani geniřletici para politikası ile imalat sanayi istihdamının pozitif, M2(M + tasarruf ve kısa dnem vadeli mevduatların toplamı) para arzı ile negatif ynl bir iliřki olduęunu ispatlamıřtır.

İbrahim (2005)'in Malezya iin bulguları faiz oranındaki pozitif bir řokun GSYİH'yi dřrdę yndedir. Karim vd. (2006) yine Malezya'da 8 farklı sektrn ve ticari banka kredilerinin para politikasındaki daralmadan olumsuz etkilendięini gstermiřtir. Peersman ve Smets (2005), Euro blgesinde faiz oranında bir sıkılařmanın ıktıda yarattıęı olumsuz etkinin, durgunluk dnemindeki daralma etkisinden daha fazla olduęunu gstermiřtir. Uganda'da 1999-2011 dnemini inceleyen Nampewo vd. (2013) daraltıcı bir para politikasından tarım ve imalat sektrlerinin olumsuz etkilendięini belirtmiřtir Benzer řekilde Sengupta (2014) Hindistan'da parasal bir řok karřısında toplam ıktının dřř gsterdięi tespit emiřtir. Kumar ve Rao (2018)'nin alıřmasında ise Hindistan ekonomisinde daraltıcı bir para politikasının imalat, inřaat, ticaret, madencilik gibi sektrlerin ıktılarının toplam ıktıdan daha fazla dřgn gstermiřtir. Trkiye'de 1997– 2016 dnemini inceledięi alıřmasında Cengiz ve ru (2018) faizlerdeki artıřın genel olarak imalat sanayi sektrlerinin retimlerini olumsuz etkiledięini tespit etmiřtir.

Parasal aktarma mekanizmasının bir dięer kanalı kredidir. řeklin 1.3' n nc paneli kredi hacminde meydana gelen pozitif bir řokun sanayi sektr cirosu zerindeki

etkisini göstermektedir. Ülkemizde hisse senedi ve özkaynak finansmanı gibi dış finansman kaynakları yetersiz olduğundan dolayı özellikle sanayi sektörünün en büyük alt kolu olan imalat sanayi işletmeleri, sabit varlık ile çalışma sermayesi finansmanında banka kredilerini yoğun bir şekilde kullanmaktadır (Demirci, 2017; 42). Çalışmada kullanılan reel özel kesim kredi hacminde (LROKKH) pozitif bir şokun yani kredi hacmindeki bir artışın sanayi sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin finansman ihtiyaçlarını daha kolay karşılayabileceği böylece yeni yatırımlar, üretim kapasitesi artırımı, ürün çeşitliliği gibi birçok hedefe ulaşma imkanı elde edebileceği anlamına gelmektedir. Dolayısıyla kredi hacminde meydana gelen pozitif bir şokun sanayi sektörüne pozitif etki etmesi beklentilerle uyumlu bir sonuçtur. Çalışmamızın bulguları literatürden Dedola ve Lippi (2005) Özün ve Çifter (2007), Kanberoğlu (2014), Ogar vd. (2014), Göçer (2015), Karaçayır ve Karaçayır (2016), Demirci (2017), Bai, Carvalho ve Phillips (2018)'in sonuçları ile benzerlik nitelikte iken Leita (2012), Göçer vd. (2013), Tuna ve Bektaş (2013), Çakar vd. (2018) sonuçları ile farklılık göstermekte olup bu çalışmalara ilişkin kısa bilgiler aşağıda verilmiştir:

Uluslararası literatürde Dedola ve Lippi (2005), 1975–1997 dönemini baz alarak 5 OECD ülkesinin (Fransa, Almanya, İtalya, Birleşik Krallık ve ABD) 21 imalat sektörünü inceleyerek, kredi kanalının para politikasının farklı etkilerini açıklamada önemli olduğunu vurgulamıştır. Nijerya için 1992-2011 dönemine yönelik verileri kullanan Ogar vd. (2014), ticari banka kredilerinin imalat sektörü üzerindeki önemli bir etkisi olduğunu vurgulamıştır. Akabinde kredi hacmindeki bir artışın imalat sektöründe kapasite artışına ve faaliyet kapsamını genişletmeye teşvik ederek Nijerya ekonomisine olumlu katkılar sağlayacağını belirtmiştir. Bai, Carvalho ve Phillips (2018), ABD’de yerel bankacılık piyasalarındaki rekabetin artmasının genç, yüksek verimli firmalara verilen krediyi artırdığını ve bununla toplam endüstri verimliliğini etkileyebileceğini göstermiştir.

Ulusal literatüre bakıldığında sanayi üretimi ile banka kredi hacmi ilişkisini inceleyen Özün ve Çifter (2007), 1992-2006 dönemini baz almıştır. Sonuçlar sanayi üretiminin 24 aya kadar kredi hacmi üzerinde etkili, kredi hacminin ise 24 aydan sonra sanayi üretimini etkilemeye başladığı yönündedir. Demirci (2017), 1999-2015 döneminde imalat sanayi üretimi ile banka kredileri arasında uzun vadede pozitif bir ilişki olduğu göstermiştir. Kanberoğlu (2014), Göçer (2015), Karaçayır ve Karaçayır (2016) yurt içi kredi hacminin işsizliği azalttığı yönünde sonuçlar bulmuştur.

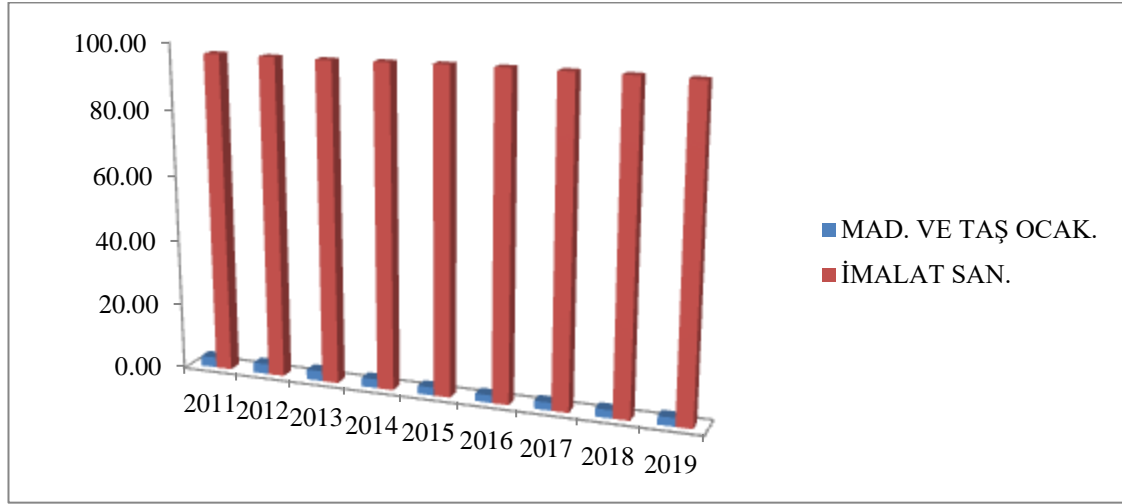
Literatürde yurt içi kredi hacminin özellikle cari açığı artırarak ekonomiyi olumsuz yönde etkilediğine veya ekonomi üzerinde etkili olmadığına dair sonuçlar elde eden çalışmalarda mevcuttur. Leita (2012), 1990-2010 döneminde Avrupa Birliği (AB-27) için yaptığı çalışmada enflasyon ve banka kredilerinin ekonomik büyüme üzerinde olumsuz bir etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Göçer vd. (2013), 1992-2012 dönemi verilerini kullanarak Türkiye'deki yurt içi toplam kredi hacmi ile cari işlemler açığı arasındaki ilişkiyi analiz etmiş ve yurt içi kredi hacmindeki bir artışın, cari işlemler açığını arttırdığını saptamıştır. Tuna ve Bektaş (2013) Türkiye için 1998-2012 döneminde mevduat bankaları yurt içi kredi hacmi ile gayri safi yurt içi hasıla arasında uzun dönemde herhangi bir ilişki bulunmadığını saptamıştır. Çakar vd. (2018) ise Türkiye'de banka kredi hacminin ekonomik büyümenin nedeni olmadığı belirtmiştir.

Son olarak şeklin dördüncü paneli döviz kurundaki pozitif bir şokun sanayi cirosu üzerindeki etkisini göstermektedir. Çalışmada döviz kuru kanalını temsilen reel efektif döviz kuru kullanılmıştır. Daha önce de belirtildiği üzere çalışmada ele alınan analiz dönemlerinde TL'nin dolar karşısında değer kazandığı görülmüştür. Dolayısıyla yorumlarda kolaylık sağlaması açısından dolar/TL olan reel efektif döviz kuru tersi alınarak analize dahil edilmiştir. Dolayısıyla reel efektif döviz kurundaki bir artış TL'nin reel olarak değer kaybettiği anlamına gelmektedir. Bu durum iç fiyatları yabancı para cinsinden düşürecek yani Türk mallarının yabancı mallara göre daha ucuz hale gelmesini sağlayarak ihracatı uyaracaktır. Paranın dış değeri ile dış ticaret arasındaki bu ilişki teoride Marshall- Lerner koşulu olarak adlandırılmaktadır. Bu hipoteze göre devalüasyonun başarılı olabilmesi yani ödemeler bilançosu açık veren bir ülkede (Türkiye bunlardan biri) bu açığın kapanması için ithalat ve ihracat elastikiyetleri toplamının 1'den büyük olması gerekmektedir (Paya, 2001, 169). Teoride yer alan bir diğer hipotez ise "J" eğrisidir. Bu hipoteze göre bir ülkenin ulusal parasının değerini düşmesi ticaret dengesinin ilk etapta kötüleşmesine ardından iyileşmesine neden olarak J harfi şeklini almaktadır (Beşer, 2011:3). Çalışmamızda reel döviz kurundaki pozitif bir şok yani TL'nin değer kaybetmesi ilk 4 ay sanayi cirosunu arttırmakta ve daha sonra etkisini kaybetmektedir.

Çalışmada kullanılan sanayi ciro endeksinin alt sektör (imalat sanayi ile madencilik ve taş ocaklığı) ağırlıklarına bakılması yorumlara netlik kazandıracaktır. Grafik 1. 3'de imalat ve madencilik sektörlerinin cirosunun toplam sanayi cirosu içindeki payları yer almaktadır. Grafığe bakıldığında sanayi cirosunun %90'dan



fazlasını imalat sanayi oluştururken yaklaşık %3'lük kısmı madencilik ve taş ocakçılığı tarafından oluşmaktadır. Dolayısıyla kurda meydana gelen bir değişimin sanayi üzerindeki etkisi imalat sanayi kanalıyla gerçekleşmektedir.



**Kaynak:** TÜİK, 18.05.2022

### **Grafik 1.3.** Sanayi Cirosunun Alt sektörlere göre dağılımı

Sanayi alt sektörlerden ihracat payı en yüksek sektör yine imalat sanayidir. TÜİK' in 2021 Mart ayında açıkladığı rakamlara göre imalat sanayinin ihracattaki payı %94, 9 iken, madencilik ve taş ocakçılığı sektörünün payı %1, 6 olarak gerçekleşmiştir. Kazdal ve Gül (2021) 2005-2020 dönemini ele alan çalışmasında Türk lirasında 2017 ve 2018 yıllarındaki değer kaybının, ihracatın reel kur esnekliği artırdığını belirtmiştir. Güler (2021) Türkiye'de 2013: 01- 2020: 05 döneminde TL'nin reel değer kaybının ihracatı kademeli bir şekilde arttırdığını göstermiştir. Dolayısıyla reel efektif döviz kurundaki bir artışın imalat sanayi ihracat oranlarını artırması ve bununda sanayi sektörü cirosunu pozitif yönde etkilemesi bulgularımızın Türkiye'de sanayi sektöründe kısa vadede (4 ay) Marshall- Lerner koşulunun geçerli olduğunu göstermektedir.<sup>6</sup> Yani reel efektif döviz kurundaki bir artış sanayide önce pozitif etki yaratmakta ancak bir süre sonra bu etki kaybolmaktadır. Bu kapsamda bulgularımız literatürde yer alan benzer nitelikte çalışmalardan Şimşek ve Kadılar (2005), Göçer ve Elmas (2013), Karaçor ve Gerçekler (2012), Karagöz ve Deniz (2014), Demirtaş (2014), Yaşar ve Küpcü (2020)'nün bulguları ile benzerlik göstermektedir. Aynı zamanda çalışmanın bulguları Peker (2008), Hepaktan (2009), Çil Yavuz vd. (2010), Gül ve Ekinci (2006) ,

<sup>6</sup> Çalışmada imalat sanayi ihracat geliri ile reel efektif döviz kuru (tersi alınmış) arasında ki korelasyona bakılmış ve aralarında pozitif güçlü bir korelasyon olduğu görülmüştür. Yani TL'nin değer kaybetmesi imalat sanayi ihracat oranlarını artırmaktadır.

Nampewo vd. (2013) 'nin bulguları ile farklılık göstermektedir. Literatürdeki bu çalışmaların bulgularına yönelik bilgiler aşağıda verilmiştir:

Türkiye için yapılan çalışmalar arasında Şimşek ve Kadılar (2005), 1970-2002 döneminde Marshall-Lerner hipotezinin Türkiye için geçerli olduğunu, bu nedenle TL'nin değer kaybını destekleyen politikaların Türkiye'nin dış ticaret dengesini düzeltilmesinde yardımcı bir araç olarak kullanılabileceğini belirtmiştir. Göçer ve Elmas (2013) çalışmasında 1989 -2012 döneminde Türkiye'de bütün mal gruplarında (ara malları, sermaye malları, tüketim malları ) Genişletilmiş Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğunu ispatlamıştır. Karaçor ve Gerçekler (2012) 2003– 2010 döneminde Türkiye’de reel döviz kurlarından dış ticaret hacmine yönelik hem kısa hem de uzun dönemde bir nedensellik ilişkisi olduğunu göstermiştir. Karagöz ve Deniz (2014), 2001 yılındaki kur değerlenmesinin cari açık üzerinde kısa dönemde pozitif bir etki yarattığını ancak orta ve uzun vadede dış ticaret hareketleri üzerinde herhangi bir etki yaratmadığını göstermişlerdir. Bu durumu, iç piyasalardaki fiyat hareketlerinin devalüasyonun olumlu etkilerini zamanla azalttığı şeklinde yorumlamışlardır. Demirtaş (2014), 2002-2012 döneminde Türkiye ile Almanya arasındaki dış ticaret ilişkisinin incelemiş ve TL'deki reel değer kaybının Türkiye'nin Almanya ile olan dış ticaret dengesi üzerinde pozitif etki yarattığını göstermiştir. Yaşar ve Küpçü (2020) 68 firmaya ait 12 yıllık verilerden elde ettiği gözlemlerle döviz kuru değişikliklerinin firmaların ihracatına etkisini incelemiştir. Çalışmadan reel efektif döviz kurundaki artışın ihracat pazarında Türk mallarının ve hizmetlerinin döviz bazında pahalı hale gelerek ihracatı negatif yönde etkilediği yönünde bulgular elde edilmiştir.

Peker (2008), 1992-2006 döneminde, Hepaktan (2009), 1980-2008 döneminde, Çil Yavuz vd. (2010), 1988-2007 döneminde, Türkiye’de Marshall-Lerner koşulunun geçerli olduğuna dair bir kanıt elde edememiştir. 1990– 2006 döneminde Gül ve Ekinci (2006) , reel döviz kurundan ihracata ve ithalata doğru bir nedensellik ilişkisi bulamamıştır. Nampewo vd. (2013) ise 1999-2011 dönemini baz aldığı çalışmasında Uganda’da döviz kurunda bir değer kaybının imalat sektörünü olumsuz etkilendiğini belirlemiştir.

Etki-tepki fonksiyonlarından çıkarılabilecek bir diğer önemli sonuç ise parasal aktarım mekanizması kanallarında meydana gelen bir şoka sektörün ne kadar sürede tepki verdiği ile ilgilidir. Grafıklere bakıldığında faiz oranı (LAOFM) ve reel döviz

kurunda (LRDK) meydana gelen bir standart sapmalık şok sanayi sektörü üzerinde aniden etki oluştururken, tüketici güven endeksi (LTGE) ve reel özel sektör kredi hacminde (LROKKH) meydana gelen bir standart sapmalık şok sanayi sektörüne anında etki etmemekte ve etkisi diğer kanallara göre gecikmeli ortaya çıkmaktadır.

Sistemde yer alan değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkileri ortaya koymada bir başka yararlı araç, bir öngörü hata varyans ayrıştırmasıdır. Öngörü hata varyans ayrıştırması her bir değişkenin öngörü hata varyansının ne kadarının kendisinden meydana genel dışsal şoktan ve ne kadarının diğer değişkenlerde meydana gelen dışsal şoklardan kaynaklandığını göstermek için kullanılmaktadır.

Lanne ve Nyberg (2016) çok değişkenli doğrusal veya doğrusal olmayan modeller için kolayca uygulanabilen yeni bir genelleştirilmiş öngörü hata varyans ayrıştırması geliştirmiştir. Ortogonal şoklara sahip yaygın olarak kullanılan doğrusal VAR modelinde, önerilen genelleştirilmiş öngörü hata varyans ayrıştırması (GFEVD) normal FEVD'ye indirgenir ve şoklar ortogonal olmasa da uygun bir yoruma sahip hale gelir. Modeldeki değişkenlerin sıralaması değişse de sonuçlar aynı olacaktır. Lanne ve Nyberg (2016) tarafından ileri sürülen genelleştirilmiş öngörü hata varyansı ayrıştırması sonuçları VAR1 modeli için Tablo 1. 8'de verilmiştir.

**Tablo 1.8.** VAR1 Varyans Ayrıştırması

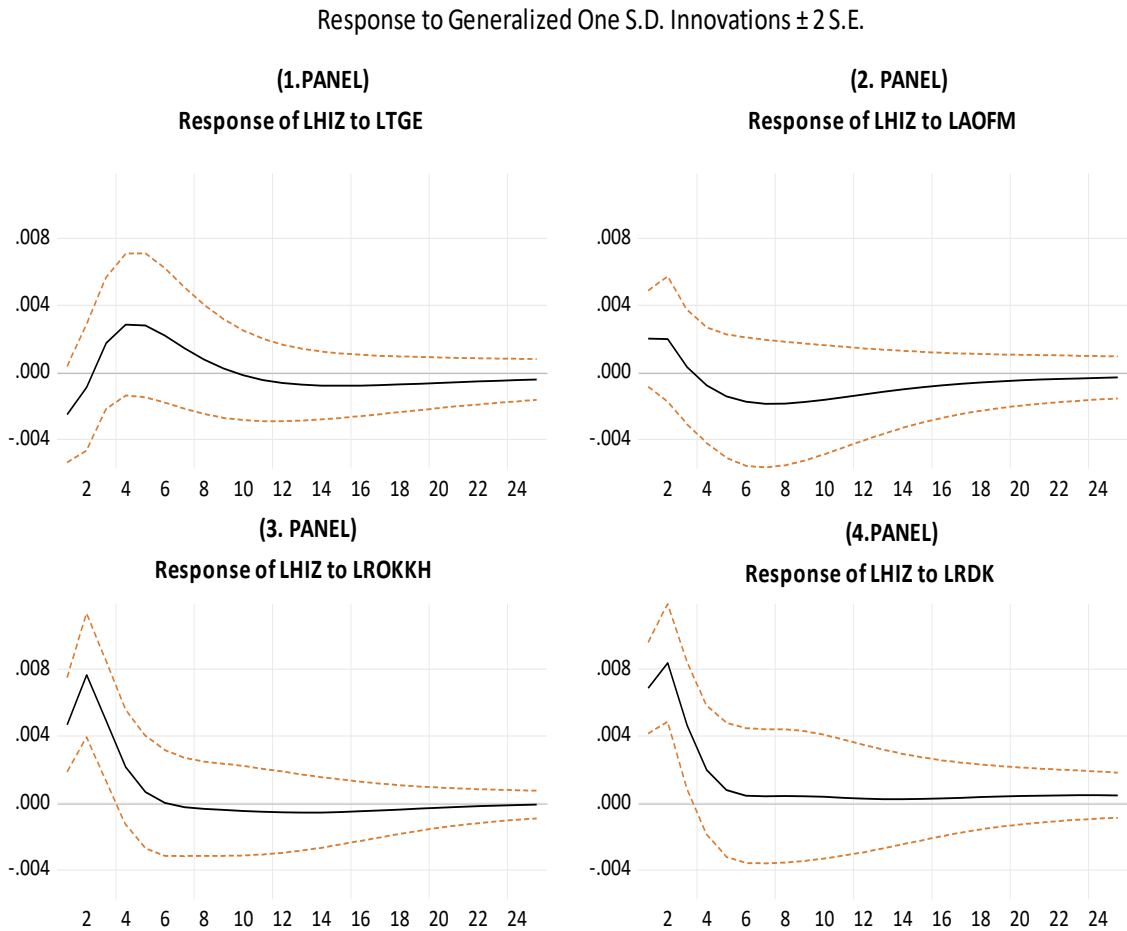
VAR1 (LSAN'ın Varyans Ayrıştırması)					
Dönem	LSAN	LTGE	LAOFM	LROKKH	LRDK
1	61.71011	1.337161	4.082912	7.958146	24.91167
2	47.67085	0.785818	5.406152	16.75302	29.38416
3	44.99754	2.277054	5.344895	19.47949	27.90102
4	43.19065	5.103010	5.298940	19.75541	26.65199
5	41.76580	7.935939	5.134168	19.46938	25.69471
6	40.67754	10.08253	5.003916	19.08556	25.15045
7	39.86214	11.56485	4.945929	18.72900	24.89808
8	39.24368	12.52459	4.953376	18.40786	24.87050
9	38.75579	13.10697	5.002872	18.12807	25.00630
10	38.36269	13.42063	5.069687	17.89784	25.24914
11	38.04399	13.55270	5.136114	17.72249	25.54470
12	37.78902	13.57113	5.192009	17.59973	25.84811

VAR1 modelinde 1. dönemde öngörü hata varyansının %61.71'i LSAN'ın kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, %1.33'ü LTGE, %4.08'i LAOFM, %7.95 LROKKH ve %24.91'i LRDK'de meydana gelen şoktan kaynaklanmaktadır. 12. dönemin sonunda öngörü hata varyansı %37.78 kendisinde meydana gelen şok,

%13.57'si LTGE, %5.19'u LAOFM, %17.59'u LROKKH ve %25.84'ü ise LRDK'da meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani 12. dönemin sonunda LŞAN'ın öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan reel döviz kurundaki şoklar diğeri ise kredi hacmindeki deki şoklar olmuştur.

Beklenti kanalı, faiz kanalı, kredi kanalı ve döviz kuru kanalı olmak üzere dört ana kanalın dikkate alındığı varyans ayrıştırması sonucunda para politikasının sanayi sektörüne aktarıldığı kanallardan en etkili kanalın sırasıyla döviz kuru, kredi, beklenti ve son olarak faiz kanalı olduğu söylenebilir.

Şekil 1. 4'de VAR 2 yani hizmet sektörünün dikkate alındığı modelde sırasıyla LTGE, LAOFM, LROKKH ve LRDK'ye verilen bir standart hatalık şok karşısında hizmet (LHİZ) sektörünün tepkisini gösteren etki-tepki fonksiyonları verilmektedir.

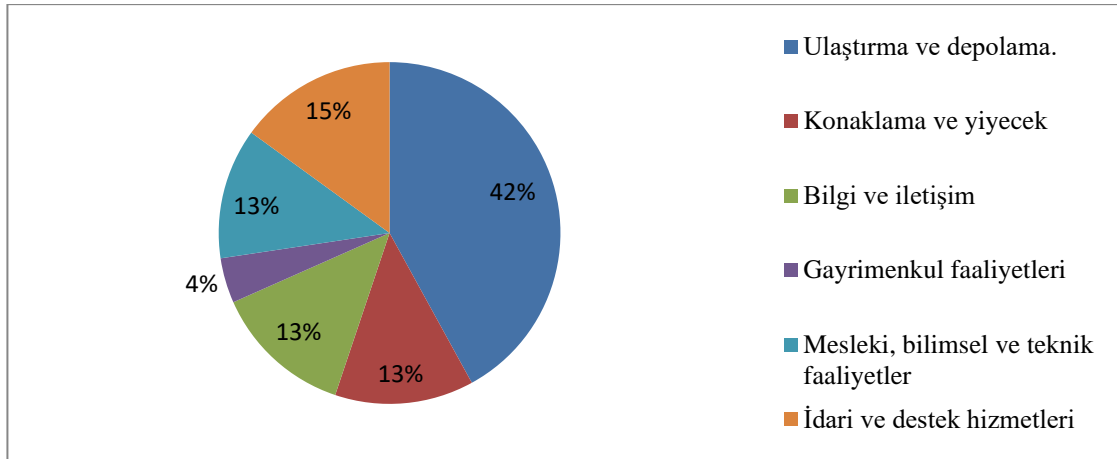


**Şekil 1.4.** VAR2 Etki- Tepki Fonksiyonları

Şekil 1. 4'ün birinci paneli tüketici güven endeksindeki (LTGE) bir standart sapmalı şokun hizmet sektörü üzerinde istatistiksel olarak da anlamlı bir etki yaratmadığını, ikinci panel ise faiz oranındaki (LAOFM) bir standart sapmalı şokun, yani daraltıcı para politikasının hizmet sektörü üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını göstermektedir. Panel üç reel özel kesim kredi hacminde (LROKKH) meydana gelen bir şokun hizmet sektörünü ilk dört ay pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı etkilediğini, dördüncü panelde reel efektif döviz kurundaki (LRDK) bir standart sapmalı şokun hizmet sektörünü ilk dört ay pozitif istatistiksel olarak anlamlı etkilediğini göstermektedir. Özetle hizmet sektöründe parasal aktarım mekanizması kanallarından beklenti ve faiz kanalının işlemediği kredi ve döviz kuru kanallarının ise kısa vadede sektör üzerinde etkili olduğu söylenebilir.

Hizmet sektörü Türkiye'nin GSYİH büyümesinin temel itici gücü olan üç sektörden biridir. Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde hizmet sektörünün ekonomi içindeki payı ve pazar büyüklüğü sürekli artış göstermektedir. Çalışmada incelenen hizmet sektörü ulaştırma ve depolama, konaklama ve yiyecek hizmeti faaliyetleri, bilgi ve iletişim, gayrimenkul faaliyetleri, mesleki, bilimsel ve teknik faaliyetler, idari ve destek hizmet faaliyetleri (kiralama ve leasing, istihdam faaliyetleri, seyahat acentesi vb.) 'ni içermektedir.

Hizmet alt sektörlerinin toplam hizmet cirosuna katkısı TÜİK rakamlarından hareketle 2011-2019 arası dönemin ortalaması alınarak hesaplanmış ve Grafik 1. 4'te verilmiştir. Grafiğe bakıldığında hizmet cirosunun neredeyse yarısını (%42) ulaştırma ve depolama faaliyetleri oluşturmaktadır. Hizmet cirosuna sağladığı katkı bakımından ikinci sırada %15 oran ile idari ve meslek hizmetleri yer almaktadır. Konaklama ve yiyecek, bilgi ve iletişim, mesleki, bilimsel ve teknik faaliyetler ise %13 oran ile aynı katkıyı sağlamaktadır. Gayrimenkul faaliyetleri ise %4 ile en az katkıyı sağlayan alt sektör olmuştur. Grafik 1. 4'ten para politikasında bir değişimin büyük ölçüde ulaştırma ve depolama diğer adı ile lojistik faaliyetleri üzerinden hizmet sektörüne etki edeceği çıkarılabilir.



**Grafik 1.4.** Hizmet cirosunun alt sektörlere göre dağılımı (2011-2019 ortalama)

Şekil 1.4 'ün ilk paneli tüketici güven endeksindeki bir şokun hizmet sektörü üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını göstermektedir.<sup>7</sup> Bu etkisizliğin veri toplulaştırmasından kaynaklı olup olmadığını anlamak için hizmet sektörü alt sektöre ayrılıp tekrar analiz edilmiştir. Analiz sonucunda ulaştırma ve depolama, konaklama ve yiyecek hizmeti faaliyetleri, bilgi ve iletişim, gayrimenkul faaliyetleri, mesleki, bilimsel ve teknik faaliyetler toplam hizmet sektörü sonuçları ile benzer sonuçlar vermekte yani parasal aktarım mekanizması kanallarından yalnızca kredi ve döviz kuru kanalı çalışmaktadır. Ancak idari ve destek hizmet faaliyetlerinin incelendiği modelde parasal aktarım mekanizmasının dört kanalının da bu alt sektör üzerinde etkili olduğu görülmüştür. Kiralama ve leasing faaliyetleri, istihdam faaliyetleri, seyahat acentesi, tur operatörü ve diğer rezervasyon hizmetleri ve ilgili faaliyetler, güvenlik ve soruşturma faaliyetleri, binalar ile ilgili hizmetler ve çevre düzenlemesi faaliyetleri, büro yönetimi, büro destek ve iş destek faaliyetlerini içeren idari ve destek hizmet faaliyetlerinin parasal aktarım mekanizmasının tüm kanallarına duyarlıdır. Ancak bu faaliyetler toplam hizmet sektörünün yalnızca %15'ini oluşturduğundan dolayı toplam etki üzerinde etkili olmamıştır. Literatürde tüketici güveni ile hizmet sektörü ilişkisini inceleyen kısıtlı sayıda çalışma bulunmakla birlikte çalışmaların önemli bir kısmı güven ile hisse seneleri arasındaki ilişkiyi incelemiştir. 11 Avrupa ülkesinde kısa vadede borsa ile tüketici güveni arasındaki ilişkiyi araştıran Jansen ve Nahuis (2003) Almanya hariç, dokuz ülkede iki değişken arasında pozitif ilişki olduğunu saptamıştır. Bakan ve Akçacı (2015), çalışmasında 2007-2014'de Türkiye ekonomisinde beklenti kanalının geçerli

<sup>7</sup> Hizmet sektörü için kurulan VAR2 modelinde tüketici güven endeksi yerine hizmet güven endeksi modele dahil edilmiş ve tahmin edilen bu yeni modelde sonuçlar değişmemiştir. Yani hizmet güven endeksi ile hizmet sektörü arasında anlamlı bir etki bulunamamıştır.

olduğu yönünde sonuçlar elde etmiştir. Hizmet güven endeksi ile BIST Hizmetler sektörü alt endeksleri ilişkisini inceleyen Eyüboğlu ve Eyüboğlu (2018), yalnızca hizmet güveni ile BIST turizm endeksinin eşbütünleşme ilişkisine sahip olduğunu, kısa vadede hizmet güvenindeki artışın turizmi pozitif etkilediği ve bu iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu saptamıştır. Tüketici güven endeksi (TGE) ile İstanbul BIST-100 endeksi arasındaki ilişkiyi inceleyen Gökalp (2019), Türkiye’ de TGE’ nin hisse senedi fiyatlarının modellenmesinde faydalı olabilecek bir değişken olduğunu saptamıştır.

Şekil 1.4’ün ikinci paneli faiz oranındaki bir şokun hizmet sektörü üzerinde anlamlı bir etkisi olmadığını göstermektedir. Beklenti kanalına benzer şekilde hizmet sektörünün alt sektörlerini ayrı ayrı incelediğimizde yalnızca idari ve destek hizmet faaliyetlerinin faiz şokundan iki dönem pozitif etkilendiği görülmüştür. Dolayısıyla yalnızca bu alt sektörün faiz kanalından etkilenmesi toplam hizmet sektörü üzerindeki etkisizliği değiştirmemiştir. Sanayi sektöründe bu iki kanal (beklenti ve faiz) işlerken hizmet sektöründe işlememesi iki sektörün farklı yapısal özellikler sergilemesi ile ilişkilendirilebilir. Bu farklardan biri; mal somut bir maddedir ve depolanabilir ancak hizmet soyuttur ve depolanması mümkün değildir. Bu nedenle hizmet işletmeleri geleceğe yönelik satışları yükseltme gibi planlar yapmak için üretim kapasitesini de artırmak mecburiyetindedir ve kısa dönemde bu mümkün değildir. Mesela bir otel, artan talepler karşısında kısa dönemde oda sayısını artıramaz. Talep artmasına karşın kısa vadede bu talebe karşılık verememesi hizmet işletmeleri için önemli bir problemdir. Bir diğer farklılık ise mal üreten işletmeler sermaye yoğun çalışırken hizmet işletmelerinin emek yoğun çalışmasıdır. Bu ise bir yandan hizmet üretiminin kontrolünü güçleştirirken diğer yandan hizmet işletmelerinin strateji geliştirilmesinde belirsizliğinin artmasına sebep olur. Bu sayılan unsurlara bağlı olarak hizmet işletmelerinin maliyet hesaplaması da son derece güçtür. Bu güçlük birim üretimlerin fiyatlandırılmasını da zorlaştırmaktadır (Sayım ve Aydın, 2011:3-4).

Çalışmamızın hizmet sektörünün faiz oranına duyarsız olması yönündeki sonucu literatürdeki Ganley ve Salmon (1997), Butzen vd. (2001), Fares ve Srour (2001), Bils, Klenow ve Kryvtsov (2003), Kumar ve Rao (2018) çalışmaları ile benzer niteliktedir. Bu çalışmalara ilişkin ayrıntılı bilgi aşağıda yer almaktadır;

Birleşik Krallık 'da para politikası şoklarının 24 sektör üzerinde oluşturduğu etkiyi inceleyen Ganley ve Salmon (1997), beklenmedik bir parasal daralmanın inşaat sektörü gibi sektörlerin üretimlerinde hızlı ve büyük bir azalmaya neden olurken, hizmet gibi sektörlerin daha az tepki verdiğini belirtmiştir. Butzen vd. (2001), çalışmalarında para politikasının firmaların yatırım kararlarına etkilerini incelemiş ve faiz oranı kanalının küçük firmalarda büyük firmalara kıyasla daha güçlü etki yarattığını ve hizmet firmalarını önemli ölçüde etkilenmediğini ortaya koymuştur. Faiz oranı kanalı, inşaat hariç, sermaye yoğun sektörlerde diğer sektörlerle göre daha etkindir. Sıkı bir para politikasından sermaye yoğun sektörlerin etkilenip, hizmet sektörünün etkilenmemesi faiz kanalının sermaye yoğun sektörler üzerinde etkisinin daha büyük olduğunu göstermiştir. Fares ve Srour (2001), Kanada ekonomisinin ana sektörlerinde parasal aktarım mekanizmasının işleyişini araştırmış ve parasal bir daralmanın ihracatı daha hızlı etkilediği, yatırımları tüketimden daha fazla etkilediği ancak hizmetleri etkilemediği yönünde bulgular elde etmiştir. Ayrıca dayanıklı ürünlerin yarı dayanıklı ve dayanıklı olmayanlara oranla daha büyük tepki verdiği ortaya koyulmuştur. Bils, Klenow ve Kryvtsov (2003), ise genişleyici bir para politikası şokunun ardından esnek fiyat sektörlerinin görece fiyatlarının düştüğünü tespit etmektedir. Kumar ve Rao (2018), Hindistan'ın ana sektörlerinden S2 (madencilik ve taş ocakçılığı), S3 (imalat), S5 (inşaat) ve S6 (ticaret, otel, ulaşım ve iletişim)'nin faiz şoklarından daha fazla etkilendiği, S1 (tarım ve buna bağlı faaliyetler) ve S8 (toplum, sosyal ve ticari hizmetler) 'in para politikası şokuna duyarsız olduğunu saptamıştır. S4 (elektrik, gaz ve su temini), S7 (finans, sigorta, gayrimenkul ve ticari hizmetler) faaliyetlerinin ise para politikası şoklarına kısmen duyarlı olduğunu gözlemlemiştir. Para politikasının reel ekonomiye aktarıldığı kanalları incelediklerinde ise finans, sigorta, gayrimenkul ve ticari hizmetlerde kredi ve varlık kanalının etkili olduğu ticaret, otel, ulaşım ve iletişim de döviz kuru kanalının daha etkili olduğu yönünde sonuçlar elde etmiştir.

Şekil 1. 4'ün üçüncü paneli reel özel kesim kredi hacminde meydana gelen bir şokun hizmet sektörü üzerinde dört dönem pozitif ve istatistiksel anlamlı bir etki yarattığını göstermektedir. Bu durum sanayi sektörüne benzer şekilde hizmet sektöründe faaliyet gösteren işletmelerin finansman ihtiyaçlarını daha kolay karşılayabileceği böylece sektörün büyümesine olumlu katkı yapacağı anlamına gelmektedir. Bu nedenle kredi hacmindeki artışın hizmet sektörüne olumlu etkisi



beklentilerle uyumludur.<sup>8</sup> Türkiye için benzer nitelikte bir sonuç Sever ve Han (2015) tarafından farklı değişkenler kullanılarak elde edilmiştir. Özel sektör kredi hacmi yerine sektörel kredi hacmini, sektörel ciro yerine de sektörel GSYİH değişkenlerini kullanarak yapılan sonucunda hizmet sektörü kredilerinde meydana gelen % 1'lik bir artışın sektör GSYİH' sini yaklaşık olarak % 0, 15'lik bir oranda artırdığı saptanmıştır.

Hizmet sektörü ile kredi ilişkisini konu alan sınırlı literatür bulunmakla beraber çalışmalar genellikle finansal gelişmişlik ile ekonomik büyüme veya kredi hacmi ile ekonomi büyüme üzerine yoğunlaşmıştır. Finansal gelişmişliğin ekonomik büyümeye neden olduğu görüşü Patrick (1966) tarafından ortaya atılan arz öncüllü hipotez olarak iktisat yazınında yer almaktadır. Patrick (1966) finansal gelişmenin, gelişimin ilk evrelerinde ekonomik büyümeye katkıda bulunduğunu arz öncüllü hipotez, bunun tam tersinin yani ekonomik büyümenin finansal gelişmeye sebep olacağını ise talep takipli hipotez olarak adlandırmıştır. Sonuçlarımız hizmet sektörünün ekonomik büyüme içindeki payı dikkate alınarak yorumlanacak olursa finansal gelişmişlik göstergelerinden biri olan kredi hacmindeki artışın ekonomik büyümeye olumlu etkisinden dolayı arz öncüllü hipotezin kısa dönemde hizmet sektörü için geçerli olduğunu desteklemektedir.

Finansal gelişmişlik ile ekonomik büyüme ilişkisini inceleyen King ve Levine (1993), Murinde ve Eng (1994), Gregorio ve Guidotti (1995) Ahmed ve Ensari (1998), Aslan ve Küçükaksoy (2006), Acavracı, Öztürk ve Acavracı (2007), Mercan ve Peker (2013), çalışmamızın bulguları ile benzer şekilde arz öncüllü hipotezi destekler nitelikte sonuçlar elde etmiştir. Thangavelu ve James (2004), Yılmaz ve Kaya'nın (2006), Kandır vd. (2007), Keskin ve Karşıyakalı (2010) Tunalı ve Onuk (2017), Taşseven ve Yılmaz (2022) ise ekonomik büyümenin finansal genişlemeye neden olduğunu yani talep takipli hipotezin geçerli olduğunu göstermiştir. Altunç (2008) iktisadi büyüme ve finansal gelişme arasında çift yönlü bir nedenselliğin olduğunu yani her iki hipotezi de destekleyici nitelikte sonuçlar elde ederken, Soytaş ve Küçükkaya (2011) değişkenler arasında herhangi bir ilişki olmadığını kanıtlamıştır.

Kredi hacmi ile ekonomik büyüme arasındaki ilişkiyi inceleyen çalışmalarda Güven (2002), Coricelli ve Masten (2004), Marshal vd. (2015), Duican ve Pop (2015)

---

<sup>8</sup> Hizmet sektörü alt kollarına ayrı ayrı bakıldığında ise konaklama ve yiyecek hizmeti faaliyetleri ile gayrimenkul faaliyetlerinin kredi hacminden etkilenmediği diğer faaliyetlerin tamamının pozitif etkilendiği görülmüştür. Konaklama ve yiyecek hizmeti faaliyetleri ile gayrimenkul faaliyetlerinin hizmet sektörü içindeki toplam payı yalnızca %17 olup bu faaliyetlerin kredi kanalından etkilenmemesi toplam sektör sonuçlarını değiştirmemiştir.

kredi hacminin büyümei artırdığı yönünde sonuçlar elde etmiştir. Ceylan ve Durkaya (2010) ve Guerra (2017) ise ilişkinin ekonomik büyümeden kredi hacmine doğru olduğunu ifade etmiştir. Karahan vd. (2018) ile Mercan (2013) kredi hacmi ve ekonomik büyüme arasında çift yönlü nedensellik olduğunu tespit ederken, Narayan ve Narayan (2013), Leita0 (2012) ise banka kredilerindeki artışın ekonomik büyümei olumsuz etkilediği yönünde sonuçlar elde etmiştir.

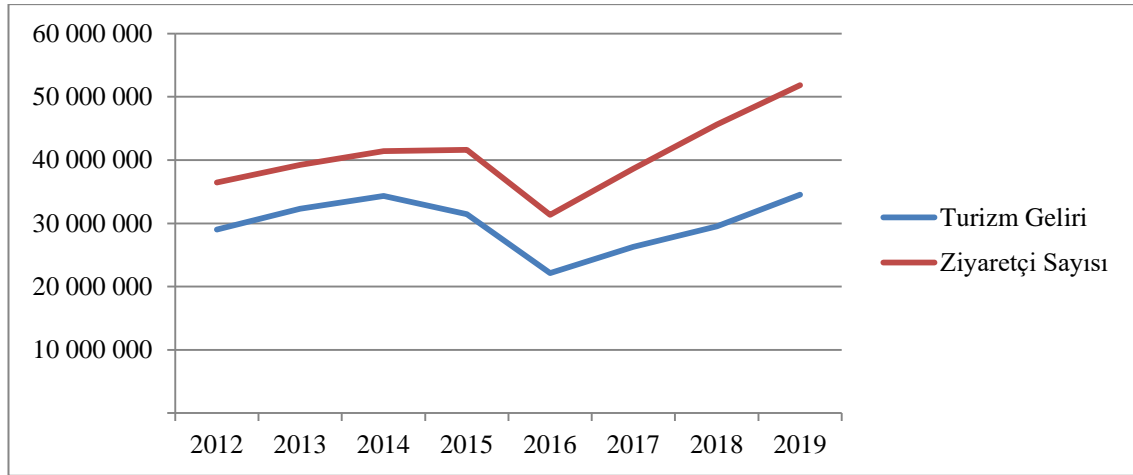
Şeklin dördüncü paneli döviz kurundaki pozitif bir şokun hizmet cirosu üzerindeki etkisini göstermektedir. Reel döviz kurundaki bir şok sanayi sektörüne benzer şekilde hizmet sektöründe de ilk dört ay pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. TL'deki değer kaybının hizmet sektörü üzerindeki pozitif etkisi hizmet ihracatındaki artış ile birlikte hizmet sektörü alt kalemlerinden uluslararası taşımacılık ile turizmi içeren konaklama faaliyetlerinin artmasından kaynaklı olacağı düşünülmektedir. Hizmet alt kollarının döviz kuruna duyarlılığına bakıldığında yalnızca hizmet sektörünün %13'ünü oluşturan bilgi ve iletişim faaliyetlerinin döviz kurundan etkilenmediği ve en fazla etkilenen alt kolun ise ulaştırma ve depolama faaliyetleri yani taşımacılık olduğu görülmüştür.<sup>9</sup>

Döviz kurundaki bir artış yani yerli paranın değer kaybetmesi yerli malların fiyatlarını nispi olarak daha ucuz hale getirecektir. Bu ise ihracatı ve ihracatta beraberinde taşımacılık faaliyetlerini arttıracaktır (Seyidođlu, 2003:156-157). Hizmet sektör cirosunun %43'ünü oluşturan taşımacılık faaliyetinin (ulaştırma ve depolama) gelişmesi ve cirosunun artması hizmet sektörünün toplam cirosunda da artış yaratacaktır. Döviz kuru ile uluslararası taşımacılık gelirleri arasında pozitif ilişki saptayan Tunç, Kaya ve Kırbaç (2015), bu ilişkiyi iki etki ile açıklamıştır. İlk etki ulusal paranın değerindeki düşüşe bađlı olarak yerli malın ithal mallara kıyasla fiyatının düşmesi ve buna bađlı olarak dış talebin artış göstermesidir. Bu durum ise daha fazla uluslararası sevkiyat demektir. İkinci etki ise ulusal paranın değerindeki düşüşün lojistik işletmelerinin gelirlerinde artışa neden olmasıdır. Nampewo vd. (2013) tarım, imalat ve hizmet sektörünü incelediği çalışmasında döviz kurundaki bir değer kaybının, tarım ve hizmet sektörlerini ihracatlar nedeniyle olumlu etkilediğini belirtmiştir.

<sup>9</sup> Ulaştırma ve depolama faaliyetlerinden sonra döviz kurundan en fazla etkilenen alt kollar sırasıyla gayrimenkul faaliyetleri, konaklama ve yiyecek faaliyetleri ile içerisinde seyahat acenteliđi ve tur operatörlüğünü de içeren idari ve destek hizmet faaliyetleri olmuştur.

Döviz kurunun hizmet sektörüne bir diğer etkisi dış turizm kaynaklıdır. Döviz kurundaki bir artış yani ulusal paranın yabancı paralar karşısında değer kaybetmesi ülkeye gelen turistin mal ve hizmetleri daha ucuza temin edeceği yani gerçekleştireceği seyahatin maliyetinin önceki dönemlere göre daha düşük olacağı anlamına gelmektedir. Dolayısıyla turizm potansiyeli yüksek olan bir ülkede döviz kurundaki bir artışın turistlerin seyahat maliyetini düşürüp o ülkeye seyahati cazip hale getirerek gelen turist sayısını artıracığı beklenir.

Grafik 1.5 yıllar itibariyle Türkiye'ye gelen ziyaretçi sayısı ile turizm gelirini göstermektedir. Grafiğe bakıldığında turist sayısı ile turizm gelirlerinin paralel bir seyir izlediği görülmektedir. 2015 yılına kadar pozitif bir trend izleyen bu değişkenler 2015-2016 yılları arasında düşüşe geçmiştir. Bu düşüşün nedenlerinden biri Türkiye ile Rusya'nın 2015 yılında yaşamış olduğu politik gerginliğin ardından Rusya'nın tur satışlarını ve charter uçuşlarını yasaklaması ile Türkiye'ye gelen Rus turist sayısındaki düşüştür. Türkiye'ye yönelen turizm talebinin %12'sini oluşturan Rus turist sayısı bu krizinin ardından %76 oranında düşüş göstermiştir. Bir diğer nedeni ise 15 Temmuz 2016 da meydana gelen darbe girişimidir. Bu siyasi, ekonomik karışıklığın etkilediği sektörlerin başında turizm gelmektedir (Davras ve Aktel, 2018: 29-30). Turizm geliri ve turist sayısı 2016 yılından sonra tekrar artışa geçmiş ve 2018 yılında yaşanan döviz-borç krizine bağlı döviz kurundaki oynaklık ve TL'nin değer kaybetmesi grafikten görüldüğü gibi turizm sektöründe bir artışa neden olarak pozitif trendi daha da dikleştirmiştir. Ancak burada dikkati çeken bir husus özellikle 2017 yılından sonra turizm geliri ile ziyaretçi sayısı arasındaki farkın açılmasıdır. Burada döviz kurundaki artışa bağlı olarak TL'nin değer kaybetmesi bir yandan gelen ziyaretçi sayısını artırırken diğer yandan ziyaretçilerin daha düşük harcama tutarı ile seyahatlerini gerçekleştirmesine yani ortalama harcamalarının düşmesine neden olmaktadır. Ancak ziyaretçi sayısındaki artış turizm gelirlerindeki artışın devam ettirerek turizme pozitif katkı sağlamaktadır.



Kaynak: [www.tuik.gov.tr](http://www.tuik.gov.tr) (11. 06. 2022)

**Grafik 1. 5.** Türkiye'ye Gelen Yabancı Ziyaretçi Sayısı ve Turizm Geliri

Literatürde döviz kuru ile turizm ilişkisini konu alan birçok çalışma sonuçlarımızı doğrular niteliktedir. Türkiye'de 1980 sonrası yapılan devalüasyonların turizme etkisini inceleyen Bahar (2007), döviz kurundaki artışın turist sayısını büyük ölçüde artırdığını gözlemlemiştir Arslan ve Çetiner (2020) ise döviz kurundaki bir artışın Türkiye'de turizm gelirlerini artırdığı yönünde sonuçlar elde etmiştir. Tufan (2018), 2003-Q1-2017-Q3 Türkiye verileri ile yaptığı çalışma sonucunda kısa dönemde reel efektif döviz kurundaki %1'lik bir artışın her bir gecikmede hizmetler sektörü üretim düzeyini %0, 2 artırdığı sonucuna ulaşmıştır. Bu sonuçları ise hizmetler sektörünün alt kalemlerinden özellikle dış turizm ve uluslararası taşımacılığın kurlardaki değişime çok duyarlı olduğu ve bu nedenle kurdaki bir artışın bu kalemlerin arzında artışa yol açacağı şeklinde yorumlamıştır. Bu çalışmalardan da anlaşılacağı üzere hizmet sektörüne konu olan ihraç malları ve turizm talebi esnektir ve bu nedenle de kurdaki artış hizmet cirosunu artırmaktadır. Dolayısıyla bu durum sanayi sektörüne benzer şekilde hizmet sektöründe de kısa vadede (4 ay) Marshall- Lerner koşulunun desteklendiğini göstermektedir.

Tablo 1. 9'da etki-tepki fonksiyonlarından sonra değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkileri ortaya koymaya yarayan öngörü hata varyans ayrıştırma sonuçları yer almaktadır

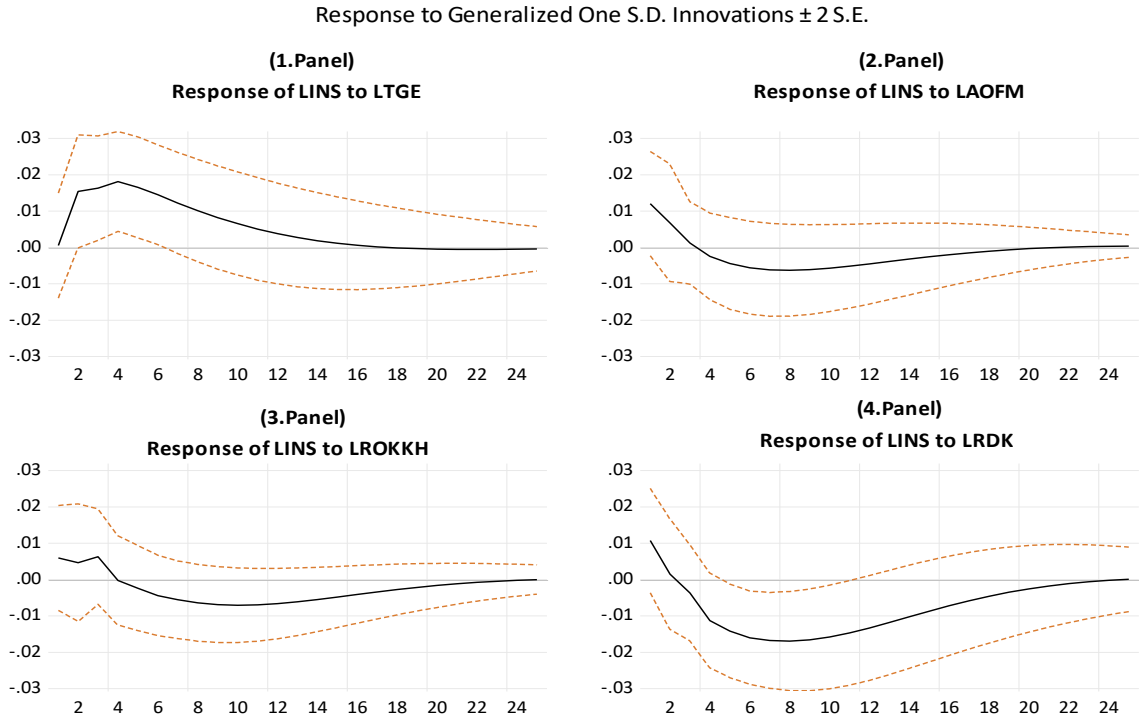
**Tablo 1.9.** VAR2 Varyans Ayrıştırması

VAR2 (LHİZ'in Varyans Ayrıştırması)					
Dönem	LHİZ	LTGE	LAOFM	LROKKH	LRDK
1	73.53439	2.094640	1.357929	7.276191	15.73685
2	61.30474	1.286321	1.467297	14.60528	21.33636
3	60.70695	1.528824	1.227428	15.68957	20.84723
4	60.68016	2.586394	1.234797	15.38245	20.11620
5	60.36729	3.587270	1.472371	14.97916	19.59390
6	59.98016	4.173888	1.855972	14.71531	19.27467
7	59.65795	4.408857	2.297944	14.55639	19.07885
8	59.40504	4.453683	2.733833	14.45574	18.95171
9	59.19617	4.433303	3.125378	14.38749	18.85766
10	59.01336	4.413839	3.455426	14.33992	18.77745
11	58.84882	4.419202	3.721215	14.30738	18.70339
12	58.70086	4.451036	3.928221	14.28595	18.63393

VAR 2 modelinde 1. dönem öngörü hata varyansının %73, 53'ü LHİZ' in kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, 12. dönemin sonunda öngörü hata varyansı %58, 70'si kendisinde meydana gelen şok, %4, 45'i LTGE, %3, 92'si LAFOM, %14, 28'i LROKKH ve %18, 63'ü ise LRDK'da meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani 12. dönemin sonunda LHİZ'in öngörü hata varyansının kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan LRDK' deki şoklar daha sonra sırasıyla LROKKH, LTGE ve LAOFM' de ki şoklar olmuştur.

VAR 2 modeli yani hizmet sektörünün incelendiği modelin etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçlarını özetlersek, dört para politikası kanalından hizmet sektörü üzerinde en etkili kanalın döviz kuru kanalı ve ikinci en fazla etkileyen kanalında kredi kanalı olduğu beklenti ve faiz kanallarının ise sektör üzerinde etkili olmadığı söylenebilir.

Şekil 1. 5'de inşaat sektörünün incelendiği VAR 3 modelinin etki-tepki fonksiyonları yer almaktadır. Şekildeki paneller sırasıyla LTGE, LAOFM, LROKKH ve LRDK'ye verilen bir standart hatalık şok karşısında hizmet (LHİZ) sektörünün verdiği tepkiyi göstermektedir.



**Şekil 1.5.** VAR 3 Etki- Tepki Fonksiyonları

Şekil 1. 5'in birinci panelinde tüketici güven endeksindeki ( LTGE) bir standart sapmalı şok inşaat sektöründe ikinci aydan altıncı aya kadar pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. İkinci panelde faiz oranında (LAOFM) ve üçüncü panelde özel kesim kredi hacminde (LROKKH) meydana gelen bir standart sapmalı şok karşısında inşaat sektörü tepkisiz kalmakta yani istatistiksel olarak anlamlı bir tepki göstermemektedir. Son olarak dördüncü panelde reel efektif döviz kurundaki (LRDK) bir standart sapmalı şok inşaat sektöründe dördüncü aydan on ikinci aya kadar negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etki yaratmaktadır. Özetle inşaat sektöründe parasal aktarım mekanizması kanallarından faiz ve kredi kanalı işlemezken, beklenti kanalındaki bir şokun sektörü pozitif ve döviz kuru kanalındaki bir şokun ise negatif etkilediği söylenebilir.

Şekil 1. 5'in birinci paneli tüketici güven endeksinde meydana gelen bir şokun inşaat sektörü cirosunu ikinci aydan altıncı aya kadar yani dört aylık bir süreçte pozitif etkilediğini göstermektedir. Tüketici güven endeksinde meydana gelen bir şokun sanayi sektöründe olduğu gibi inşaat sektörünü de olumlu yönde etkilemesi beklentilerle uyumlu bir sonuçtur. Tüketicilerin ekonomiye yönelik beklentileri iyimser ise bu beklenti tüketimlerine ve yatırım kararlarına yansımaktadır. Dolayısıyla tüketici güvenindeki bir şok yani ekonomiye yönelik beklentilerin olumlu yönde gelişmesi

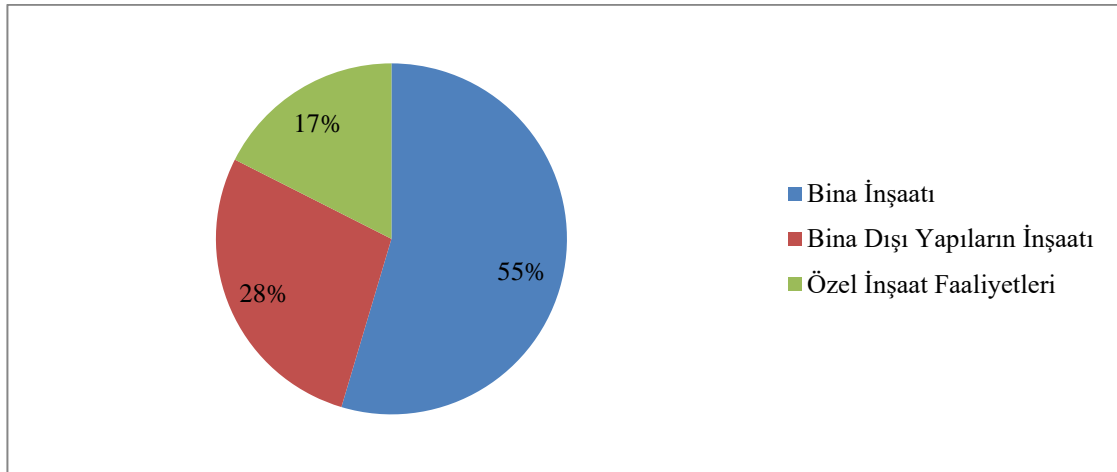
konut yatırımını ve satışını olumlu etkileyerek inşaat cirosunda artış yaratacaktır. Yani Türkiye’de sanayi sektöründe olduğu gibi inşaat sektöründe de Keynes’in “Animal Spirits” teorisinin kısa dönemde geçerli olduğu söylenebilir. Literatürde benzer nitelikte kısıtlı sayıda çalışma bulunmaktadır. Rouwendal ve Longhi (2008) çalışmasında Hollanda’da tüketici güveni ile ev fiyatlarının ilişkili olduğunu göstermiştir. Anundsen ve Jansen (2013) Norveç’ de hanehalklarının gelirleri ile ilgili beklentilerinin konut fiyatlarının artışında etkili olduğunu tespit etmiştir. An de Meulen, Micheli ve Schmidt (2014) Almanya’daki gayrimenkul fiyatlarının belirleyicilerini araştırmış ve tüketici beklentilerinin fiyatları tahmin etmede kısmen belirleyici faktör olduğunu saptamıştır. Tüketici güven endeksi yerine inşaat güven endeksini kullanan Çetin ve Doğaner (2017) inşaat güven endeksinin konut fiyatlarının nedeni olduğu yönünde bir sonuç elde etmiştir. Yalçın vd. (2017) ise Türkiye’de bölgesel bazda ekonomik güven endeksi ile konut fiyat endeksi arasındaki ilişkiyi araştırmış ve Akdeniz ile Doğu Karadeniz’de bu iki değişken arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi tespit etmiştir. Karagöz ve Özkubat (2021), tüketici güven endeksinin İzmir bölgesinde konut fiyatları üzerinde belirleyici bir etkiye sahip olduğunu belirtmiştir.

İnşaat sektörünü konu alan çalışmaların bir kısmı krizlerin sektör üzerindeki etkilerini değerlendirmiştir. 2008 finansal krizin Türkiye’de inşaat sektörüne etkisini inceleyen Sancak ve Demirbaş (2011), Özdemir ve Kılıç (2011) inşaat sektörünün krizden en fazla etkilenen sektörler arasında olduğunu belirtmiştir. Krizin tüketicilerin ve yatırımcıların beklentilerinde bir karamsarlık oluşturacağı düşünülürse, beklentilerdeki bu karamsarlık inşaat sektörünü olumsuz etkilemiştir.

Şekil 1. 5’in ikinci paneli faiz oranındaki bir şokun inşaat sektörü üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını göstermektedir. Faiz oranında meydana gelen bir şokun inşaat sektörü üzerinde ekti yaratacağı beklenirken çalışmanın bulguları bu beklenti ile örtüşmemektedir. Bunun bir nedenini Lopes (1998) çalışmasında yüksek enflasyona bağlamıştır. Lopes (1998)’e göre enflasyon oranları yüksek ve oynak olduğunda, para otoritesi faiz oranını kontrol etmekte güçlük çeker, reel faiz düzeyi çok belirsiz hale gelir ve bunun sonucu olarak parasal aktarım mekanizmasının faiz oranı kanalının etkisi ve önemi azalır. Bu doğrultuda Türkiye ekonomisinin yüksek ve oynak enflasyon oranlarına sahip olması bu gerekçenin haklı olabileceğini göstermektedir.

İnşaat sektörünün faiz oranından etkilenmemesinin bir diğer nedeni de alt kollarından bina dışı ve özel inşaat faaliyetlerinin toplam inşaat cirosunun içindeki payı olduğu düşünülmektedir. İnşaat sektörü Avrupa Topluluğu Ekonomik Faaliyet Sınıflaması (NACE Rev.2)'na göre bina inşaatı, bina dışı yapıların inşaatı ve özel inşaat faaliyetleri olmak üzere toplam 3 grupta toplanmaktadır.

Bina inşaatı yeni bina, onarım ve ek ilaveler gibi işler ile birlikte özel ve kamu kuruluşlarının binaları, ofis, işyeri, dükkân, konut vb. binaların inşaatını kapsamaktadır. Bina dışı yapıların inşaatı ise genellikle kamu harcamaları ile finanse edilen otoyollar, demir yolu, limanlar, sulama ve kanalizasyon sistemleri, boru hatları, spor tesisleri vb. inşaat alanlarını kapsamaktadır. Son olarak özel inşaat faaliyetleri temel atılması, çatı ve beton işleri ile duvarcılık, iskele kurma, vb. faaliyetleri içermektedir (TÜİK, 15.06.2022). İnşaat alt sektörlerinin toplam ciro içindeki payları TÜİK rakamlarından hareketle 2009-2019 dönemi ortalaması alınarak hesaplanmış ve aşağıda ki grafikte verilmiştir. Grafikte binaların inşaatı toplam inşaat cirosunun %55' ini oluştururken, bina dışı yapıların inşaatı %25 ve özel inşaat faaliyetleri %17' sini oluşturmaktadır. Bina dışında kalan %45' lik kısmın para politikasından etkilenme olasılığı daha düşüktür. Özellikle inşaat cirosunun %25' lik kısmını oluşturan ve kamu harcamaları ile finanse edilen bina dışı yapıların faizden etkilenme oranının daha düşük olması beklenir. Dolayısıyla inşaat sektörünün %45' lik kısmının para politikasına daha az duyarlı olması toplam sektör üzerindeki etkiyi düşürebilir.



**Grafik 1.6.** İnşaat Alt Sektörlerinin Toplam Ciro İçindeki Payları



Literatürde çalışmamızla benzer bulgular elde eden çalışmalar mevcuttur. Alam ve Waheed (2006)'in Pakistan için yaptıkları çalışmada inşaat sektörünün faiz oranındaki şoka duyarlı olduğunu göstermiştir. Türkiye için 2002-2019 dönemini ele aldığını çalışmada Gözübüyük ve Koy (2020) makroekonomik faktörlerin konut arzı üzerinde etkili olduğu, konut faiz oranlarının ise etkisinin sınırlı olduğu yönünde sonuçlar elde etmiştir. Bu sonuçlardan yola çıkarak politika yapıcıların finansman unsurlarından ziyade makroekonomik unsurları dikkate alarak hareket etmelerinin daha uygun olacağını vurgulamıştır. Okay (2010), çalışmada konut sayısı üzerinde en etkili olan değişkenin geçinme endeksi olduğunu saptamıştır. Sarı vd. (2007), Goodhart ve Hofmann (2008), Badurlar (2008), Çankaya (2013) ise faiz oranındaki değişimlerin konut piyasasında etkili olduğu yönünde sonuçlar elde etmiştir. Çalışmalara ilişkin bilgiler aşağıda verilmiştir.

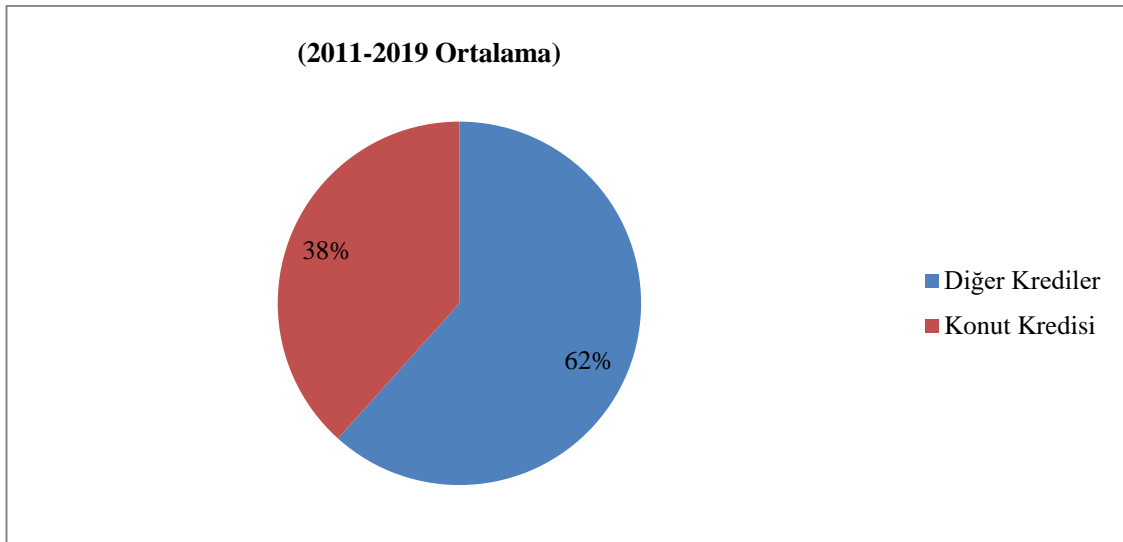
Türkiye'deki konut piyasasına yönelik olarak 1961-2000 dönemi için gerçekleştirdiği çalışmada Sarı vd. (2007), faizde, üretimde ve fiyatlarda meydana gelen bir şokun Türk konut piyasası üzerinde belirgin etkiler yarattığını saptamıştır. 1970-2006 dönemini baz alarak 17 sanayileşmiş ülke için analiz yapan Goodhart ve Hofmann (2008) GSYİH, TÜFE ve faiz oranlarında meydana gelen şokların sırasıyla konut fiyatları, para ve kredi üzerinde önemli etkiler yarattığını saptamıştır. 1990-2006 dönemi için Türkiye'de makroekonomik unsurların konut fiyatlarına etkisini inceleyen Badurlar (2008) GSYİH ve para arzından konut fiyatlarına tek yönlü, konut fiyatları ile faiz oranı ve döviz kuru arasında ise çift yönlü nedensellik olduğunu ispatlamıştır. Çankaya (2013), 75 ülkenin verilerini kullanarak gerçekleştirdiği analiz sonucunda konut fiyat endeksinin faiz, kişi başına harcanabilir gelir ve GSYİH ile pozitif, istihdam ve nüfus ile negatif ilişkili olduğunu saptamıştır.

Şekil 1. 5'in üçüncü paneli özel sektör kredi hacminde meydana gelen bir şokun inşaat sektörü üzerinde etki yaratmadığını göstermektedir. Beklentiler kredi hacminde meydana gelen bir şokun inşaat sektörü yatırımcılarının ve müşterilerin finansman ihtiyaçlarının kolayca karşılayabileceği ve sektöre olumlu katkı sağlayacağı yönündedir. Literatürdeki çalışmaların büyük bir kısmı özel sektör kredi hacminden ziyade konut kredileri hacminin inşaat sektörüne etkilerini incelemiştir.

Konut kredileri Türk bankacılık sisteminde bireysel kredilerin alt kolu olarak sınıflandırılmakta ve konut finansmanının en büyük kısmını oluşturmaktadır. Konut

kredileri Türkiye'nin ana sektörlerinden biri olan inşaat sektörünün gelişimi için oldukça önemlidir. Konut kredisi hacminde meydana gelen bir artış, yeni konut yapımına teşviki artırarak başta inşaat sektörünü sonra da inşaata bağlı diğer sektörleri olumlu yönde etkileyecektir. Bu ise hem ekonomiye katma değer yaratacak hem de istihdamın artmasına katkı sağlayacaktır (Koç vd., 2021: 609).

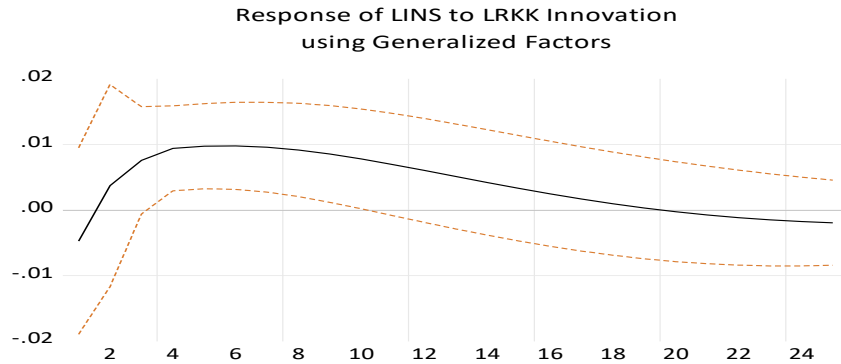
Aşağıda TCMB'nin EVDS sisteminden elde edilen verilerden hareketle hesaplanan reel özel sektör kredi hacmi içinde reel konut kredilerinin payını gösteren grafik yer almaktadır. Bu grafikte tüm özel sektör kredileri içindeki konut kredilerinin payının yalnızca %38 olduğu görülmektedir. Dolayısıyla geriye kalan %62'lik kredi oranının, konut kredisinin inşaat sektörüne etkisini ortadan kaldıracabileceği söz konusudur.



**Grafik 1.7.** Reel Konut Kredilerinin Reel Özel Kesim Kredi Hacmi İçindeki Payı

Yukarıdaki açıklamalar doğrultusunda konut kredileri özel sektör kredi hacminden ayrıştırılarak model yeniden tahmin edilmiştir. Yalnızca kredi değişkeninin farklılaştığı bu modelde reel konut kredilerinde meydana gelen bir standart sapmalı şokun inşaat sektörüne etkisini gösteren etki-tepki fonksiyonu incelenmiş ve Şekil 1.6'da verilmiştir.

Şekilde görüldüğü üzere reel konut kredi hacminde meydana gelen pozitif bir şok inşaat sektörü cirosu üzerinde üçüncü aydan on birinci aya kadar pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır.<sup>10</sup>



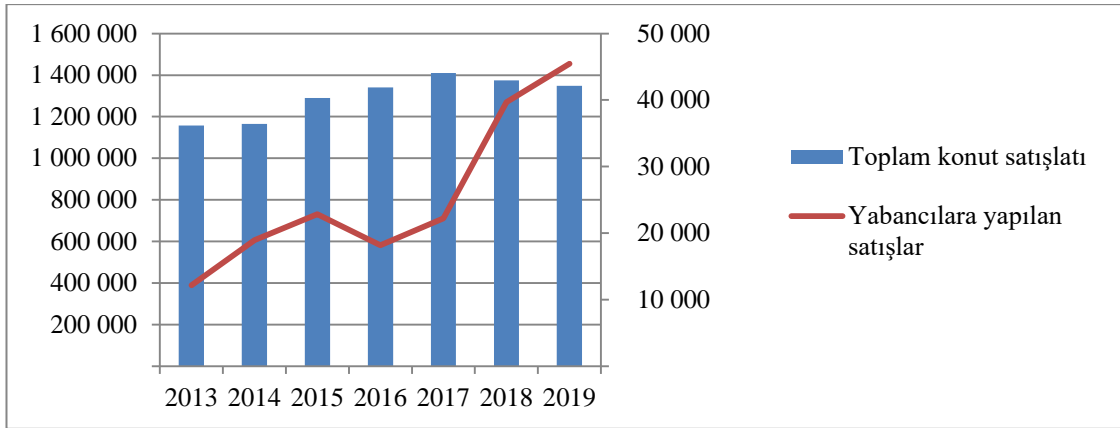
**Şekil 1.6.** Reel Konut Kredi Hacmindeki Bir Şokun İnşaat Sektörüne Etkisi

Kargı (2013), Türkiye’de kredi hacmi ve konut harcamalarının GSYİH’yi olumlu etkilediğini saptamıştır. Asya’daki konut piyasasını inceleyen Zhu (2006), konut finansmanı esnek olan ekonomilerde konut fiyatlarının piyasa koşullarına daha duyarlı olduğunu belirtmiştir. Gimeno ve Martinez-Carrascal (2010), İspanya’ konut kredileri ile fiyatları arasında karşılıklı ilişki bulunduğunu saptamıştır. Anundsen ve Jansen (2013), çalışmasında Norveç’te konut fiyatları ve kredi ilişkisini incelemiş ve iki değişken arasında çift yönlü ilişki olduğunu yani konut fiyatlarındaki artışın konut kredi hacminde artışa neden olduğunu ve bununla birlikte tekrar konut fiyatlarını yukarı çektiğini belirlemiştir. Yani Norveç’ de faiz oranları kredi kanalıyla yoluyla dolaylı olarak konut fiyatlarını etkilemektedir. Favara ve Imbs (2015), ABD’de konut kredisi hacminden konut fiyatlarına bir nedenselliğin söz konusu olduğunu göstermiştir. Akkaş ve Sayılğan (2015) Türkiye için yaptığı çalışmada konut kredisi faizi ile konut fiyatları arasında tek yönlü bir nedensellik olduğunu ve konut kredi faizlerine yönelik şokların konut fiyat endeksinde düşüşe neden olduğunu saptamıştır. Afşar (2018) Türkiye’de 2010: 01-2017: 11 dönemini esas aldığı çalışmada konut kredi hacmi ile konut fiyatlarının istatistiksel olarak anlamlı ve pozitif bir ilişki içinde olduğunu saptamış ve bununla birlikte sanayi üretim endeksinin ve faiz oranının da konut fiyatlarını belirlemede etkili olduğunu belirtmiştir. Konut fiyatlarını etkileyen makroekonomik değişkenleri inceleyen Karadaş ve Salihoğlu (2020), ele aldığı 2012-2018 döneminde konut kredi

<sup>10</sup> İnşaat alt sektörlerinden bina dışı yapıların inşaatı ve özel inşaat faaliyetleri çıkarılarak yalnızca binaların inşaatının reel konut kredi hacminde meydana gelen şoka verdiği tepkiye bakılmış ve bina inşaatının üçüncü aydan on beşinci aya kadar reel konut hacmine pozitif istatistiksel olarak anlamlı tepki verdiği görülmüştür.

hacmi, konut kredi faizi, reel döviz kuru ve TÜFE'deki yükselişin konut fiyatlarını düşürdüğünü, milli gelirdeki artışın ise fiyatları yükselttiğini tespit etmiştir. Ayrıca konut kredi hacminin konut fiyatlarını belirlemede en büyük etkiye sahip olduğunu ancak beklentilerin aksine fiyatları düşürdüğü belirtmiştir. Bunu ise analizin son dönemlerinde konut piyasasında meydana gelen durgunluğa bağlı yaşanan arz fazlasının konut fiyatlarını düşürdüğü şeklinde yorumlamıştır.

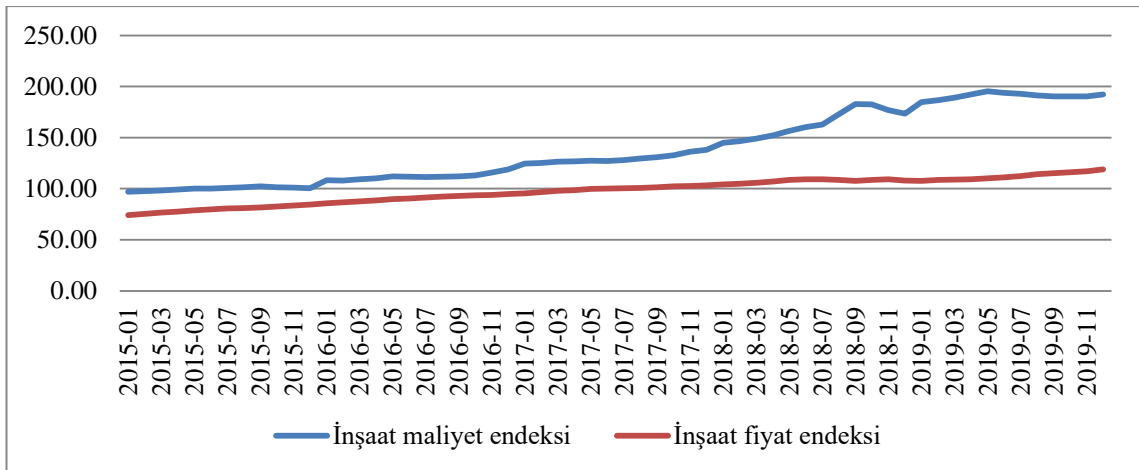
Şekil 1. 5'in dördüncü paneli reel efektif döviz kurundaki bir standart sapmalı şokun inşaat sektörünü dördüncü aydan on ikinci aya kadar negatif etkilediğini göstermektedir. Reel efektif döviz kuzundaki bir artış yani TL'nin değer kaybetmesi hammaddede dışa bağımlı ve 2018 yılından bu yana krizde olan inşaat sektörünü olumsuz etkilemesi beklentilerle uyumlu bir sonuçtur. Türkiye'de ana sektörlerde ithal ara girdi bağımlılığı en fazla olan sektörlerin başında imalat, enerji ve inşaat sektörleri gelmektedir (Nas, 2021: 35). Sanayi sektörünün en büyük alt kolu olan imalat sanayinin toplam ithalat içindeki payı 1996 yılında %69, 8 iken, 2008 yılında %59, 8 ve 2012 yılında ise %57, 8 olarak gerçekleşmiştir (Kundak, 2015: 92). Her ne kadar imalat sanayinin ithalat içindeki payı düşüş gösterse de toplam ithalatın yarısından fazlası imalat sanayiye aittir. Dışa bağımlılıkta ilk sırada yer alan imalat sanayi döviz kurundaki şoktan olumlu etkilenirken inşaat sektörünün olumsuz etkilenmesi inşaat sektörünün yapısal olarak sanayiden farklılaşmasından kaynaklıdır. Sanayi sektöründe üretilen malların ihracatı söz konusu iken inşaat sektöründe ürün, inşasının tamamladığı yerde sabit olarak kalır ve herhangi bir yere nakil gerçekleştirilemez. Ancak bu durumda da yabancılara yerinde satış gerçekleştirilmektedir. Aşağıdaki grafikte 2013-2019 döneminde toplam konut satışları ve bu satışların içinde yer alan yabancılara konut satışları yer almaktadır. Grafikten anlaşılacağı üzere 2017 yılına kadar artan konut satışları 2018 döviz krizinden sonra düşüşe geçmiş yabancılara satılan konut sayıları ise TL değer kaybettikçe artış göstermiştir. Ancak yabancılara satılan konutların oranı toplam satışların yaklaşık %2'sini oluşturduğundan dolayı toplam satışlardaki düşüşü domine edememiştir.



Kaynak: www.tuik.com.tr, (12.06.2022)

### Grafik 1.8. Konut Satış İstatistikleri

Grafik 1. 9 2015-2019 yılları arasında inşaat maliyet ve fiyat endekslerinin göstermektedir. 2018 yılına kadar iki endekste birbirine paralel pozitif bir trend izlemiştir. Ancak 2018 yılından sonra maliyet endeksin pozitif trendi dikleşmiş ve iki endeks arasındaki fark açılmıştır. Maliyetlerdeki artış her ne kadar fiyatlara yansımış olsa da, fiyatlardaki artış maliyet artışının eskiye oranla daha gerisinde kalmıştır. Sonuç olarak döviz kurundaki artışlar hem inşaat maliyetini yükseltmesi hem de konut talebini düşürmesi ile inşaat sektörü cirosunu aşağı çekmektedir.



Kaynak: www.tuik.com.tr, (13.06.2022)

### Grafik 1.9. İnşaat Maliyet ve Fiyat Endeksleri

Literatürde benzer nitelikte çalışmaların önemli bir kısmı çalışmamızın sonuçlarını destekler niteliktedir. Nijerya'da sektörel çıktı büyümesi üzerindeki para politikası etkisini inceleyen Nowasa ve Saibu (2012), faiz oranı kanalının tarım ve imalat sektörlerine aktarılmasında en etkin araç olduğunu, Yapı/İnşaat, Madencilik,

Hizmet sektörlerinde ise döviz kuru kanalının etkin olduğunu saptamıştır. Enflasyon, istihdam, faiz ve döviz kurlarının inşaat firmalarının maliyetlerine etkisinin inceleyen Fındık ve Öztürk (2016) 2008 öncesi dönemde inşaat maliyetlerinin Euro'ya bağlı değiştiğini, 2008 krizi sonrası dönemde ise istihdam, faiz ve enflasyona bağlı değiştiğini, tüm dönem esas alındığında ise sadece dolara bağlı değiştiğini tespit etmiştir. Özcan ve Tormuş (2018), Türkiye'de 2010-2018 döneminde döviz kurundaki yükselişin konut fiyat endeksinin artırdığını göstermiştir. Türkiye ile Amerika Birleşik Devletleri arasında, inşaat sektörünün temel girdilerinden olan demir çelik endüstrisinde gerçekleşen endüstri içi ticaret ile döviz kuru ilişkisini inceleyen Köse ve Meral (2019), bu iki değişken arasında karşılıklı ilişki olduğunu tespit etmiştir. Türkiye'de konut sektörü ile döviz kuru arasındaki karşılıklı ilişkiyi inceleyen Eryüzlü ve Ekici (2020), döviz kurunun konut fiyatları üzerinde çok daha etkin olduğunu saptamıştır. Ünal (2021), 2009 ve 2020 yıllarını baz aldığı çalışmasında USDTRY kurundaki değişimin inşaat (ayrıca bankacılık, finansal kiralama ve iletişim) sektöründeki firmalara negatif etki ettiğini belirtmiştir.

Tablo 1.10'da inşaat sektörünün dikkate alındığı VAR3 modeline ait LİNS değişkeninin öngörü hata varyans ayrıştırma sonuçları yer almaktadır.

**Tablo 1.10.** VAR3 Varyans Ayrıştırması

VAR3 (LİNS'in Varyans Ayrıştırması)					
Dönem	LİNS	LTGE	LAOFM	LROKHH	LRDK
1	94.91948	0.004854	2.495135	0.608029	1.972502
2	90.83009	3.622874	2.899953	0.865263	1.781825
3	87.51202	6.815505	2.599811	1.307543	1.765126
4	82.71605	10.38726	2.473786	1.207337	3.215566
5	78.13511	12.83764	2.527213	1.188783	5.311259
6	73.82902	14.34338	2.714331	1.327914	7.785353
7	70.07998	15.11700	2.958496	1.575759	10.26877
8	66.85664	15.41888	3.206822	1.906453	12.61121
9	64.16241	15.43509	3.427001	2.277847	14.69766
10	61.97009	15.29767	3.604663	2.655514	16.47206
11	60.24188	15.09408	3.737457	3.009608	17.91697
12	58.92310	14.87850	3.829830	3.320859	19.04771

VAR3 modelinde 1. dönem öngörü hata varyansının %94, 91'i LİNS'in kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, 12. dönemin sonunda öngörü hata varyansı %58, 92'si kendisinde meydana gelen şok, %14, 87'i LTGE, %3, 82'si LAOFM, %3, 32' si LROKH ve %19, 04'ü ise LRDK 'da meydana gelen şoklar

tarafından açıklanmaktadır. Kısaca 12. dönemin sonunda LİNS' in öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan LRDK' deki ve ikinci olarak LTGE' deki şoklar olmuştur.

İnşaat sektörünün incelendiği modelin etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçları kısaca, dört para politikası kanalından inşaat sektörü üzerinde en etkili kanalın döviz kuru kanalı ve ikinci olarak beklenti kanalının olduğu, kanalı faiz ve kredi kanallarının ise sektör üzerinde etkili olmadığını göstermektedir. Ancak kredi kanalının alt kolu olan konut kredi hacminin sektör üzerinde etkili olduğu görülmüştür.

Türkiye ekonomisinin 3 lokomotifini olan sanayi, hizmet ve inşaat sektörlerinin para politikası ile ilişkilerini analiz eden modellerin temel bulguları şu şekildedir;

1) Beklenti kanalı, faiz kanalı, kredi kanalı ve döviz kuru kanalı olmak üzere dört para politikası aktarım kanalının dikkate alındığı analiz sonuçları para politikasının reel ekonomiye aktarıldığı kanalların sektörler arasında farklılaştığını göstermiştir.

2) Sanayi sektöründe tüm para politikası kanallarının, hizmet sektöründe kredi ve döviz kuru kanalının, inşaat sektöründe ise beklenti ve döviz kuru kanalının işlediği saptanmıştır.

3) Sanayi, hizmet ve inşaat sektörlerinin hepsinde ortak olarak etkili tek kanalın döviz kuru kanalı olduğu tespit edilmiş ve döviz kurundaki bir şokun sanayi ve hizmeti pozitif etkilerken inşaat sektörünü negatif etkilediği görülmüştür.

Bu aşamadan sonra çalışmanın ikinci kısmında para politikasının reel sektörlere etkisi modeller değiştirilerek tekrar analiz edilmiştir. Burada amaç ilk kısımda kurulan üç VAR modelinin güçlü (robust) olup olmadığını test etmektir. Eğer modeldeki kontrol değişkenlerin farklılaşması sonuçları değiştirmiyorsa yani model kontrol değişkenlere karşı duyarlı değil ise bu, model bulgularının güçlü olduğunu göstermektedir. Bu amaç doğrultusunda üç sektörde de parasal akarım mekanizmasının yalnızca sektör ciroları, faiz kanalı ve kontrol değişkeni olarak ise TÜFE modele eklenerek tekrar analiz edilmiştir. Üç içsel değişkenden oluşan bu modellere ilişkin ayrıntılı bilgiler ve model sonuçları 1.5.2. başlığının altında verilmiştir.

### 1.5.2. Para Politikasının Sektörler Üzerindeki Etkisi

Çalışmanın bu kısmında para politikasında meydana gelen bir şokun reel sektörler üzerindeki etkisi incelenmiştir. Para politikasının reel sektörler üzerindeki etkisini inceleyen literatürü takiben (Bernanke ve Gertler (1995), Ganley ve Salmon (1997), Hayo ve Uhlenbrock (1999), Sengupta (2014), Arslan ve Ergeç (2011), Cengiz ve Öruç (2018)) VAR (vector autoregressive) metodundan yararlanılmıştır. Bernanke ve Gertler (1995) çalışmalarında konut yatırımı, dayanıklı tüketim malları, dayanıklı olmayan tüketim malları gibi harcama bileşenlerinin para politikası şokuna verdiği tepkiyi incelerken çalışmamız da Türkiye'nin 3 ana sektörü olan sanayi, hizmet ve inşaat sektörlerinin para politikası şokuna verdiği tepki incelenmiştir.

Bu konuda Türkiye için yapılan yalnızca iki çalışmaya rastlanılmıştır. Arslan ve Ergeç (2011) VAR tekniğinden yararlanarak sanayi sektörünün alt sektörlerinden imalat sanayi, madencilik ve taş ocakçılığı, elektrik, gaz ve su üretimini ve ayrıca imalat sektörünün alt sektörlerinden en büyük paya sahip altı sektörün parasal şoklara verdiği tepkiyi incelemiştir. 1992- 2006 arası dönemin esas alındığı çalışmada çeyreklik verilerden yararlanılmış ve para politikası şokunu takip için bankalar arası gecelik faiz oranı, sektör çıktılarına takip etmek için üretim endeksleri ve sektörel gelişmeler üzerindeki makroekonomik etkileri kontrol etmek için reel GSYİH ve TÜFE değişkenleri kullanılmıştır. Çalışmadan elde edilen bulguları ise imalat sektörünün para politikasına diğer sektörlerle oranla daha büyük tepki verdiği yönündedir. Cengiz ve Öruç (2018) ise çalışmalarında 1997-2016 dönemini esas almış ve 20 imalat alt sektörünü incelemiştir. VAR tekniğinden yararlanılan çalışmada para politikasını temsilen bankalar arası gecelik faiz oranı, enflasyon için de UFE modele dahil edilmiş ve faiz oranlarında bir artışın imalat sanayi sektör çıktısı azalttığı, yalnızca petrol ve giyim sektörünün bu şoka pozitif tepki verdiği görülmüştür. Çalışmamız bu çalışmalardan incelenen sektörler ve ele alınan dönem açısından farklılık göstermektedir.

Çalışmada 2011: 01-2019: 12 dönemi esas alınmış ve para politikasını temsilen ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti, reel sektör çıktılarının para politikası şokuna tepkisini takip etmede sektörel ciro endeksleri kullanılmış ve sektörel gelişmeler üzerindeki makroekonomik etkileri kontrol etmek için tüketici fiyat endeksi modele dahil edilmiştir.

Tablo 1. 11'de analizde kullanılan değişkenlerin isimleri, tanımları ve elde edildikleri kaynaklar yer almaktadır. Bu değişkenlere ilişkin veri seti Türkiye İstatistik



Kurumu (TÜİK) ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB)'nin EVDS sisteminden derlenmiştir. Değişkenlerden sanayi, hizmet ve inşaat ciro endeksleri mevsimsellikten arındırılmış haliyle kullanılmış olup, tüm veriler logaritmik forma dönüştürülmüştür. Veriler aylık olup ağırlıklı ortalama fonlama maliyetinin hesaplanmaya başladığı 2011: 01 başlangıç yılı olarak seçilmiş ve Covid-19 pandemisi başlamadan önce 2019: 12'de çalışma sonlandırılmıştır.

**Tablo 1.11.** Değişkenler, Tanım ve Kaynak

DEĞİŞKENLER	AÇIKLAMA	KAYNAK
<b>AOFM</b>	TCMB Ağırlıklı Ortalama Fonlama Maliyeti (Logaritmik)	TCMB
<b>LTUFE</b>	Tüketici Fiyat Endeksi (Logaritmik)	TCMB
<b>LSAN</b>	Sanayi Ciro Endeksi (Logaritmik)	TÜİK
<b>LHİZ</b>	Hizmet Ciro Endeksi (Logaritmik)	TÜİK
<b>LİNS</b>	İnşaat Ciro Endeksi (Logaritmik)	TÜİK

#### 1.5.2.1. Birim Kök Testi

Çalışmanın bu kısmında kullanılacak olan LAOFM, LSAN, LHİZ ve LİNS değişkenleri ile ilgili birim kök analizleri bir önceki bölümde yapıldığından dolayı burada yalnızca analize yeni eklenecek olan LTUFE değişkeninin durağanlığı test edilmiştir.

Hem ADF hem de PP testine göre %1, %5, %10 anlamlılık düzeyinde LTUFE değişkeninin sabitli düzeyde durağan olmadığı yani birim kök içerdiği ve bu değişkenin I(1) (birinci fark)'de durağan hale geldiği tespit edilmiş ve Tablo 1. 12'de verilmiştir.

**Tablo 1.12.** ADF ve PP Birim Kök Test Sonuçları

ADF						
DEĞİŞKEN	SABİT		SABİT ve TREND		1.Fark	
	Lag	ADF Test İst.	Lag	ADF Test İst.	Lag	ADF Test İst.
LTUFE	4	2.458201	5	-0.484470	4	-4.251004
Mac Kinnon Kritik Değerler						
%1	-3.495021		-4.050509		-3.495677	
%5	-2.889753		-3.454471		-2.890037	
%10	-2.581890		-3.152909		-2.582041	
Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir.						

PP						
DEĞİŞKEN	SABİT		SABİT ve TREND		1.Fark	
	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.
LTUFE	8	1.983791	6	-0.701752	8	-7.873828
Mac Kinnon Kritik Değerler						
%1	-3.492523		-4.046072		-3.493129	
%5	-2.888669		-3.452358		-2.888932	
%10	-2.581313		-3.151673		-2.581453	
Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West Bandwidth kriteri dikkate alınmıştır.						

Tablo 1. 13’de yer alan Zivot- Andrews (1992) test sonuçlarına göre LTUFE serisinin ZA test istatistiği mutlak değer olarak yalnızca Model B’de %1 anlamlılık düzeyinde kritik değerden büyüktür ve yokluk hipotezi reddedilmektedir, yani seri trend durağandır.

**Tablo 1.13.** Zivot-Andrews Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	MODEL A			MODEL B			MODEL C		
	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.
LUFE	5	2018:M08	-3.860	5	2017:M07	-4.844***	5	2017:M06	-4.737
Kritik Değerler									
%1	-5.34			-4.80			-5.57		
%5	-4.93			-4.42			-5.08		
%10	-4.58			-4.11			-4.82		
Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir. Model A sabitte, Model B trendde ve Model C hem sabit hemde trendde kırılmaya izin vermektedir.									

Tablo 1. 14’deki LS birim kök test sonuçlarına göre AX modeli için LTUFE serisinin tüm anlamlılık düzeylerinde yapısal kırılma altında durağan olmadığı, CX

modelinde ise (2016:M06-2018:M06) %1 anlam düzeyinde trend durağan olduğu görülmektedir.

**Tablo 1.14.** Lee-Strazicich İki Kırılmalı Birim Kök Testi Sonuçları

Değişken	MODEL AX					MODEL CX				
	Kırılma Dönemleri	Min. Test İst. (Tau)	Kritik Değerler			Kırılma Dönemleri	Min. Test İst. (Tau)	Kritik Değerler		
			%1	%5	%10			%1	%5	%10
LTUFE	2012:M05 2018:M10	-2.20	-4.07	-3.56	-3.29	2016:M06 2018:M06	-6.95***	-6.93	-6.17	-5.82

Not: Maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir. Model AX sabitte, Model CX trendde kırılmaya izin vermektedir.

### 1.5.2.2. VAR Analizi

Çalışmanın bu kısmında para politikası şokunun hangi reel sektörler üzerinde daha etkili olduğu araştırılmıştır. Para politikasını temsilen ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti, reel sektör çıktılarının para politikası şokuna tepkisini takip etmede sektörel ciro endeksleri, sektörel gelişmeler üzerindeki makroekonomik etkileri kontrol etmek için tüketici fiyat endeksi olmak üzere her biri üç içsel değişkenden oluşan üç adet VAR modeli oluşturulmuştur. VAR modelinde kullanılan değişkenlerin durağanlık şartını sağlaması gerekliliğinden ve analizde kullanılacak tüm değişkenler yapısal kırılma özelliği gösterdiğinden dolayı 3 modele de yapısal kırılmayı dikkate alan kukla değişkenler ve trend ile kuadratik trend dışsal değişken olarak dahil edilmiştir. Model 1 aşağıdaki gibidir;

$$LSAN_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^p A_{11j}LSAN_{t-j} + \sum_{j=1}^p B_{11j}LAOFM_{t-j} + \sum_{j=1}^p C_{11j}LTUFE_{t-j} + E_{11}D_1 + F_{11}D_2 + G_{11}T + Q_{11}T^2 + \mu_{1t} \quad (1.8)$$

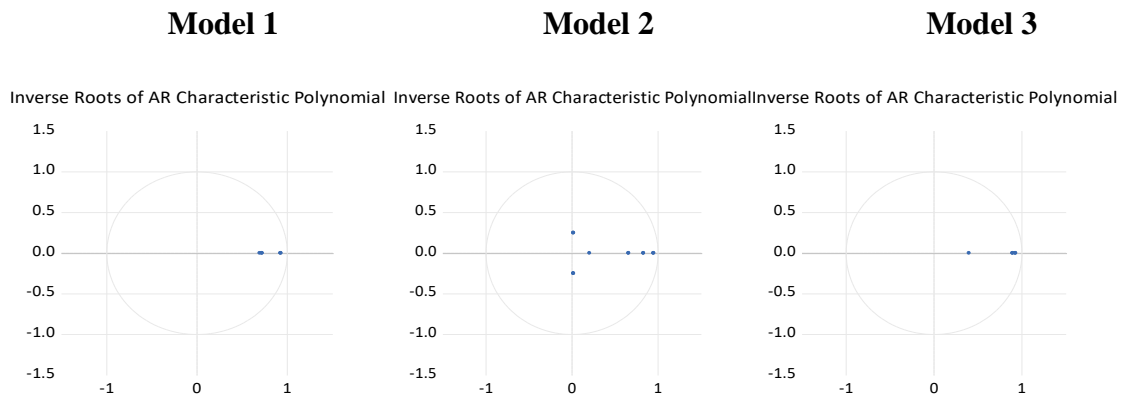
$$LAOFM_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^p A_{21j}LSAN_{t-j} + \sum_{j=1}^p B_{21j}LAOFM_{t-j} + \sum_{j=1}^p C_{21j}LTUFE_{t-j} + E_{21}D_1 + F_{21}D_2 + G_{21}T + Q_{21}T^2 + \mu_{2t} \quad (1.9)$$

$$LTUFE_t = \alpha_{30} + \sum_{j=1}^p A_{31j}LSAN_{t-j} + \sum_{j=1}^p B_{31j}LAOFM_{t-j} + \sum_{j=1}^p C_{31j}LTUFE_{t-j} + E_{31}D_1 + F_{31}D_2 + G_{31}T + Q_{31}T^2 + \mu_{3t} \quad (1.10)$$

Denklem (1)'e benzer şekilde oluşturulan yukarıdaki denklemlerde  $\mu_t$  'ler hata terimleridir ve aynı şekilde  $IID(0, \sigma^2)$  özelliğini korumaktadır.  $p$  gecikme uzunluğu,  $D_1$  2016 ve  $D_2$  2018 yılına ait kukla değişkenler,  $T$  trend ve  $T^2$  kuadratik trend (trendin

karesi) değişkenidir. Model 2 ve Model 3 de benzer şekilde oluşturulmuş olup, Model 2’de yukarıdaki 3 denkleme de yer alan LSAN değişkeni yerine LHİZ, Model 3’de ise LSAN yerine LİNS değişkeni yer almıştır.<sup>11</sup>

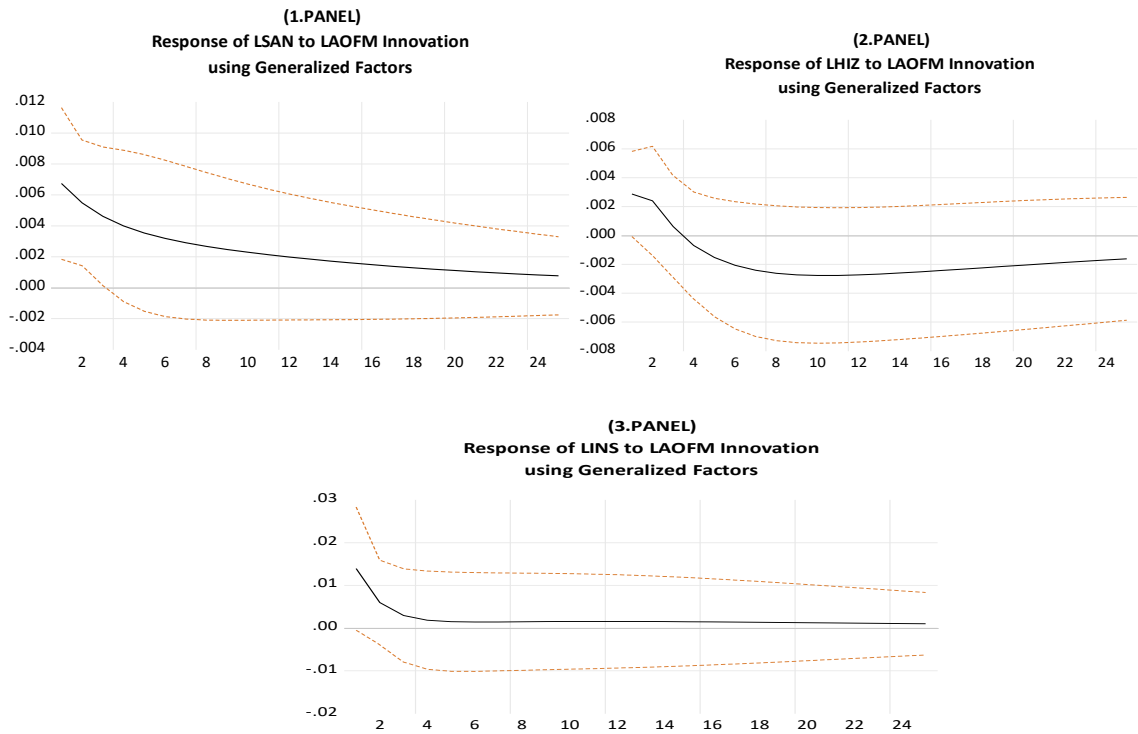
Optimum gecikme uzunluğu Model 1’de “1”, Model 2’de “2” ve Model 3’de “1” olarak belirlenmiş ve bu belirlenen gecikme uzunlukları ile tahmin edilen modellerde otokorelasyon sorunu olup olmadığı LM testi ile test edilmiş, 12 gecikmeye kadar %5 anlam düzeyinde otokorelasyon sorunu olmadığı ve bu modellerin istikrar koşullarını sağladığı görülmüştür. Şekil 1. 7’ye bakıldığında 3 modelde de otoregresif karakteristik polinomun ters köklerinin birim çember içerisinde kaldığı yani modellerin durağanlık şartlarını sağladığı görülmektedir.



**Şekil 1.7.** AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri

Şekil 1. 8’ de para politikasına (LAOFM) verilen bir standart sapmalılık şok karşısında sırasıyla sanayi (LSAN), hizmet (LHİZ) ve inşaat (LİNS) sektörlerinin verdiği tepkiyi gösteren genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları (GIRF) yer almaktadır.

<sup>11</sup> Model 3’de kuadratik trend otokorelasyon sorunu yarattığından dolayı modelden çıkarılmış, modelin durağanlık şartlarını sağlamaya devam ettiği görülmüştür.



**Şekil 1.8.** Sektörlerin Etki-Tepki Fonksiyonları

Şekil 1. 8'in birinci panelinde para politikasındaki bir standart sapmalılık şokun sanayi sektöründe pozitif bir etki yarattığı, bu etkinin dördüncü aya kadar sürdüğü dördüncü aydan sonra ise istatistiksel olarak anlamlılığını yitirdiği görülmektedir. İkinci panelde para politikasındaki bir standart sapmalılık şok hizmet sektöründe, üçüncü panelde ise inşaat sektörü üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmadığı görülmektedir. Üç sektör karşılaştırıldığında elde edilen bulgu para politikasındaki bir şoka sanayi sektörünün anında tepki verdiği ve bu tepkinin pozitif yönde olduğu, hizmet ve inşaat sektörünün ise anlamlı bir tepki vermediği yönündedir. Bu bulgular ilk bölümde para politikası aktarım kanallarının sektörler üzerindeki etkisinin incelendiği modelin faiz sonuçları ile birebir uyumaktadır. Yani modeller değişmesine rağmen sonuçların değişmemesi kurulan modellerin doğru kurulduğunu ve sonuçlarının robust (güçlü) olduğunu göstermektedir.<sup>12</sup>

Lanne ve Nyberg (2016) tarafından ileri sürülen genelleştirilmiş öngörü hata varyans ayrıştırması sonuçları LSAN, LHİZ ve LİNS için Tablo 1. 15'de verilmiştir.

<sup>12</sup> Üç modelde de faiz kanalı çıkarılıp yerine sırasıyla beklenti, kredi ve döviz kuru kanalı ayrı ayrı dahil edilerek analiz tekrarlanmış ve etki tepki fonksiyonlarının ilk analiz sonuçları ile tutarlı olduğu görülmüştür. Yani modellerin robustluğu diğer parasal aktarım kanalları içinde geçerlidir. Sayfa sayısından tasarruf etmek adına bu etki tepki fonksiyonları çalışmada rapor edilmemiştir.

**Tablo 1.15.** Sektörlerin Varyans Ayrıştırması

LAG	MODEL 1 (LSAN' in varyans ayrıştırması)			MODEL 2 (LHİZ' in varyans ayrıştırması)			MODEL 3 (LİNS' in varyans ayrıştırması)		
	LSAN	LAOFM	LTUFE	LHİZ	LAOFM	LTUFE	LİNS	LAOFM	LTUFE
1	89.27	6.077	4.642	90.97	3.197	5.827	96.73	3.195	0.073
2	89.20	7.129	3.661	92.58	3.571	3.845	95.52	3.256	1.215
3	88.64	8.100	3.253	93.37	3.210	3.416	93.25	3.240	3.507
4	87.74	8.944	3.312	93.44	3.102	3.448	90.60	3.187	6.203
5	86.67	9.649	3.676	92.92	3.441	3.632	87.96	3.123	8.909
6	85.57	10.22	4.195	91.98	4.167	3.851	85.46	3.058	11.48
7	84.53	10.70	4.763	90.77	5.166	4.061	83.12	2.997	13.87
8	83.58	11.09	5.315	89.43	6.323	4.243	80.95	2.940	16.10
9	82.75	11.42	5.819	88.05	7.548	4.391	78.94	2.888	18.16
10	82.03	11.69	6.263	86.71	8.778	4.507	77.08	2.841	20.07
11	81.41	11.93	6.647	85.43	9.973	4.594	75.34	2.797	21.85
12	80.89	12.13	6.973	84.23	11.10	4.657	73.72	2.756	23.51

Model 2'de 1. ayda öngörü hata varyansının %89'u sanayi sektörünün (LSAN) kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, 12. ayın sonunda öngörü hata varyansının %80'i kendisinde meydana gelen şok, %12'si para politikası (LAOFM) ve %6'sı TÜFE'de (LTUFE) meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani 12. ayın sonunda sanayi sektörünün öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan para politikasındaki şoklar olmuştur.

Model 2'de 1. ayda öngörü hata varyansının %90'ı hizmet sektörünün (LHİZ) kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, 12. ayın sonunda öngörü hata varyansı %84'ü kendisinde meydana gelen şok, %11'i para politikası ve %4'ü ise TÜFE'de meydana gelen şoklar tarafından açıklanıyor. Hizmet sektörünü öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra beşinci aya kadar en fazla açıklayan TÜFE'deki şoklar beşinci aydan sonra ise para politikasındaki şoklar olmuştur

Son olarak model 3'de 1. ayda öngörü hata varyansının %96'sı inşaat sektörünün (LİNS) kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, 12. ayın sonunda öngörü hata varyansı %73'ü kendisinde meydana gelen şok, %2'si para politikası ve %23'ü TÜFE'de meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Kısaca sanayinin öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla TÜFE'deki şoklar olmuştur.

Sektörlerin öngörü hata varyans ayrıştırması bulguları bize para politikası etkisinin sektörler arasında farklılaştığını, para politikasından en fazla etkilenen sektörün sanayi, en az etkilenen sektörün ise inşaat olduğunu göstermektedir. Hizmet sektöründe ise belirli bir döneme kadar TÜFE para politikasından daha etkili iken bir yerden sonra para politikası etki olarak TÜFE'nin önüne geçmiştir.

### **1.6. Analiz Bulguları ve Değerlendirme**

Para politikası uygulamalarından en fazla hangi sektörlerin faydalandığı ve hangi sektörlerin zarar gördüğü sorusu, bu konuda yapılması gerekenler son derece önemli bir o kadar karmaşıktır. Bu doğrultuda hazırlanan çalışmanın temel amacı parasal aktarım mekanizması kanallarından hangilerinin ekonominin lokomotifini olan sanayi, hizmet ve inşaat sektörleri üzerinde etkili olduğu ve bu etkinin yönü ve boyutunu araştırmaktır. Bu kapsamda çalışmanın ilk ayağında iktisadi ekollerin farklı görüşlerinden yola çıkarak Türkiye'de para politikasının hangi aktarım mekanizması kanalı ile reel sektörler (Sanayi, Hizmet, İnşaat) üzerinde etkili olduğu ve nasıl etki ettiği parasal aktarım mekanizmasına ilişkin oluşan literatürü takiben VAR yaklaşımı ile incelenmiştir. Bu inceleme sonucunda etki-tepki fonksiyonlarından, sanayi sektöründe parasal aktarım mekanizmasının dört kanalının da işlediği, hizmet sektörünün yalnızca kredi ve döviz kuru kanalının, inşaat sektöründe ise hem beklenti hem de döviz kuru kanalının işlediği saptanmıştır.

Sanayi sektörünün dahil edildiği VAR1 modelinde beklenti (LTGE), faiz (LAOFM), kredi (LROKKH) ve döviz kuru (LRDK) kanalındaki bir standart sapmalık şokun sanayi sektörünü pozitif etkilediği görülmüştür. Hizmet sektörünün incelendiği VAR2 modelinde kredi ve döviz kuru kanalındaki bir standart sapmalık şok sektör üzerinde pozitif bir etki yaratırken, inşaat sektörünün incelendiği VAR3 modelinde ise beklenti kanalıdaki bir standart sapmalık şok inşaat sektörünü pozitif, döviz kurundaki bir şok ise negatif istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmıştır. Çalışmanın bu kısmındaki bulgular bize, Türkiye'de reel sektörlerinin hepsinde ortak olarak etkili tek parasal aktarım kanalının döviz kuru olduğunu ve döviz kurundaki bir şokun sanayi ve hizmeti pozitif etkilerken inşaat sektörünü negatif etkilediğini göstermiştir. Bu ise döviz kurundaki artışın yani TL'nin değer kaybının sanayi ve hizmet sektörlerindeki (hizmet sektörünün alt kolu olan konaklama ve yiyecek sektörünün turizme bağlı artış göstermesi de dahil) ihracatları artırıp sektör cirosunun

artmasını sağlarken, inşaat sektöründe ihracatın mümkün olmaması ve ithal girdilerin fiyatlarındaki artış sektörü olumsuz etkilemiştir.

Beklenti kanalı, faiz kanalı, kredi kanalı ve döviz kuru kanalı olmak üzere dört ana kanalın dikkate alındığı varyans ayrıştırması sonucunda sanayi sektöründe en etkili kanalın sırasıyla döviz kuru, kredi, beklenti ve en az etkili kanalında faiz olduğu tespit edilmiştir. Hizmet sektöründe benzer şekilde döviz ve kredi kanallarının en etkili kanallar olduğu beklenti ve faiz kanallarının da birbirine yakın ve etkisinin çok düşük olduğu, inşaat sektöründe en etkili kanalların döviz kuru ve beklenti kanalı olduğu, faiz ve kredinin etkisinin de birbirine yakın ve yok denecek kadar az olduğu görülmüştür. Yani sanayi, hizmet ve inşaat sektöründe tek ortak çalışan kanal döviz kuru iken yanı zamanda bu kanal sektörler üzerinde en etkili kanal olmuştur.

Çalışmanın ikinci ayağında para politikasının reel sektörler etkisi sadece faiz değişkeni dahil edilerek tekrar analiz edilmiştir. Burada amaç çalışmanın ilk kısmında parasal aktarım mekanizması kanallarının ele alındığı üç VAR modelinin gücünü (robust) test etmektir. Bu amaç doğrultusunda, ilk kısımda tüm aktarım kanallarının toplu bir şekilde ele alındığı modellerden faizin etkisini görmek için diğer tüm politika araçları çıkarılmış ve sektörel ciro endeksi, faiz ve TÜFE (değişkenler üzerindeki makroekonomik etkileri kontrol etmek için) olmak üzere üç içsel değişkenden oluşan modeller tüm sektörler için tahmin edilmiştir. Bulgular birinci analiz (parasal aktarım mekanizması kanallarının tamamının tek modelde ele alındığı) ile ikinci analiz (yalnızca faiz kanalının dahil edildiği) sonuçlarının örtüştüğünü yani modeldeki kontrol değişkenler farklılaşsa da sonuçların değişmediğini ve model sonuçlarının robust olduğunu göstermiştir. Daha açık bir ifade ile ilk analizin etki tepki fonksiyonları sanayi sektörünün faize duyarlı olduğunu ve hizmet ile inşaat sektörünün tepkisiz olduğunu gösterirken ikinci analiz bulguları benzer şekilde faizdeki bir şoka sanayi sektörünün anında pozitif yönde tepki verdiği, hizmet ve inşaat sektörünün ise anlamlı bir tepki vermediği şeklindedir.<sup>13</sup> Bu bölümle ilgili politika önerilerine sonuç kısmında değinilmiştir.

<sup>13</sup> Diğer aktarım mekanizması kanalları da (beklenti, kredi ve döviz kuru) faiz kanalına benzer şekilde tek tek modellenmiş ve sonuçların yine değişmediği yani ilk analiz bulguları ile tutarlı olduğu görülmüştür. Ancak faiz dışındaki aktarım kanallarının sonuçları sayfa sayısından tasarruf etmek adına rapor edilmemiştir.



## İKİNCİ BÖLÜM

### TÜRKİYE'DE PARA POLİTİKASININ İŞSİZLİK ÜZERİNDEKİ ETKİSİ

#### 2.1. Giriş

İki temel ekonomi politikasından biri olan para politikasının amacı başta fiyat istikrarı olmak üzere, faiz istikrarı, ekonomik büyüme ve tam istihdama ulaşma gibi birçok faktörü de amaçlarının içerisinde barındırmaktadır. Uygulamadan sorumlu kuruluş merkez bankasıdır ve merkez bankaları para arzını kontrol ederek paranın elde edilebilirliğini ve dolayısıyla maliyetini etkilemektedir. Bunu ise daraltıcı (sıkı) ve genişlemeci (gevşek) para politikası olmak üzere iki şekilde gerçekleştirmektedir.

Eğer ekonomi bir resesyon süreci içerisinde ise merkez bankaları yatırımları artırma ve durgunluğu azaltma amacıyla genişlemeci bir para politikası izler yani para arzı artar ve faiz oranları düşer. Faiz oranlarının düşmesi yatırımın maliyetini düşürür ve yatırımları cazip hale getirir. Yatırımlardaki artış talebi arttırarak ekonomide canlanmaya, işsizliğin ve dolayısıyla yoksulluğun azalmasına katkı sağlar. Diğer yandan eğer ekonomide yüksek enflasyon baş gösteriyor ise bu kez merkez bankası daraltıcı para politikası uygulayacaktır. Yani para arzı azalacak ve faiz oranları artış gösterecektir. Artan faiz oranları yatırım maliyetini artırarak yatırımları düşürecek, tasarruflar artış gösterecek ve talep düşüş eğilimi gösterecektir. Tüm bu gelişmeler enflasyonu baskılayacak, ekonomi yatırım ve talep düşüşü nedeniyle küçülecek ve işsizlik oranını arttıracaktır. Her iki para politikası uygulaması da (genişlemeci ve daraltıcı) aslında dolaylı yoldan toplam talebi kontrol altına almaya yönelik uygulanmakta ve işsizlik oranları üzerinde etkili olmaktadır. Fakat iktisadi ekoller arasında para politikasının etkinliği dolayısıyla işsizlik oranı üzerindeki etkisine yönelik ciddi fikir ayrılıkları bulunmaktadır.

Klasik iktisatçılara göre ekonomi daima kendiliğinden tam istihdamda, yani istenilen ideal dengesindedir. Fiyatlar ve ücretler esnek olduğundan dolayı dengede bir sapma meydana geldiğinde bu ekonominin kendi dinamikleri ile kolayca çözülecektir. Bu nedenle para ve maliye politikası ile ekonomiye müdahale etmek gereksiz ve hatta sakıncalıdır. Örneğin merkez bankasının gevşek bir para politikası izlemesi yalnızca fiyatlar genel düzeyini yükseltir, istihdam ve üretim seviyesini etkileyemez. Yani

parasal deęişkenler reel deęişkenleri etkileyemez, para yansızdır. Dolayısıyla onlara göre para politikası etkin deęildir.

Tam rekabet piyasasına dayanan Klasik iktisatçıların<sup>14</sup> aksine, eksik rekabete dayanan Keynesyen iktisatçılara göre fiyatlar ve ücretler katı olduğundan dolayı makroekonomik sorunlar piyasa dinamikleri tarafından her zaman kendiliğinden çözülemez. Bazen ekonominin kendiliğinden dengeye gelse bile bu uzun zaman alabilir. Bu nedenle Keynes ekonomi dengeden uzalaşırca bile uzun dönemde bile olsa kendiliğinde dengeye gelecek fikrine, uzun dönemde hepimiz ölümcülüz “In the long run we are all dead” diyerek karşı çıkar. Eğer ekonomi resesyona girerse veya uzun süre eksik istihdam seviyesinde kalırsa para ve maliye politikaları ile ekonomiye müdahale edip, denge seviyesine getirmek mümkündür görüşünü savunmuştur. Keynesyenlere göre üretim kaybının ve işsizliğin temel nedeni toplam talebin yeterli olmamasıdır. Bunu önlemenin yolu ise gevşek iktisat politikaları (para ve maliye) aracılığı ile toplam talebi arttırmaktır. Yani Keynesyenlere göre ekonomi eksik istihdamda iken parasal faktörler reel deęişkenleri (istihdam, üretim vs.) etkileyebilmektedir, para yanlıdır. Dolayısıyla para politikası etkindir (Bocutoęlu, 2021: 513-518).

Ücret ve fiyatların esnekliğini kabul eden Klasik iktisatçıların aksini savunan Keynesyen iktisatçılar iş gücü arzı konusunda da klasik teoriyi reddetmektedir. Klasik iktisatçılara göre iş gücü arzı reel ücretlerin artan bir fonksiyonudur. Reel ücretlerde bir artış meydana geldiğinde işçiler daha çok çalışmakta ve iş gücü piyasasına girenlerin sayısı artmaktadır. Reel ücretlerde bir azalma meydana geldiğinde ise işçiler daha az çalışmak istemektedir. Yani ekonomide var olan işsizlik işçilerin düşük ücretle çalışmayı reddetmelerinden kaynaklı olduğu için tamamıyla iradidir. Keynesyenlere göre ise fiyatlar ve ücretler özellikle aşağıya doğru katıdır. Eğer ekonomide bir talep düşüşü meydana gelirse, asgari ücret düzenlemeleri, sendikalar, işçilerle işverenler arasındaki uzun vadeli sözleşmeler gibi nedenlerden dolayı fiyat ve ücretler düşmeyecektir. Bu durumda, toplam talepte meydana gelen azalma karşında nominal ücretlerin düşmemesi ekonomiyi eksik istihdamda tutacak ve gayriiradi işsizlik oluşacaktır. Bu doğrultuda ücretlerin düşürülmesi sağlansa dahi, harcanabilir gelirden meydana gelen azalma nedeniyle toplam talep beklendiği kadar artış göstermeyecek ve ekonomide tam istihdam yine sağlanamayacaktır (Yıldırım vd., 2014: 146).

<sup>14</sup> Bu çalışmada Klasik iktisatçılar terimi hem klasik hem de Yeni Klasik iktisatçıları temsil edecek şekilde kullanılmaktadır. Benzer şekilde Keynesyen iktisatçılar terimi de hem Keynesyen hem de Yeni Keynesyen iktisatçıları temsil edecek şekilde kullanılmaktadır.

İktisadi ekollerin farklı görüşlerinden yola çıkılarak hazırlanan bu çalışmada, hedefleri arasında tam istihdamı sağlamak da yer alan para politikasının, tüm ekonomilerin önemli bir makroekonomik sorunu olan işsizliğe etkisi Türkiye için incelenmiştir. Gelişmekte olan ülkeler grubunda yer alan, demografik dönüşüm sürecini henüz tamamlanmamış olup genç nüfus yapısını korumaya devam eden Türkiye’de işsizlik, özellikle de genç işsizlik olgusu uzun yıllardır önemli bir sorun olarak karşımıza çıkmaktadır. En önemli sebepleri arasında hızlı artan nüfusa (doğum oranındaki artış, mülteci göçleri vs. nedenleri ile) istihdam olanaklarının yetersiz kalması, tarım toplumu olma özelliğini sürdürmesi nedeniyle sanayinin yeterince gelişmemesi gibi nedenler yer alan işsizlik olgusunun, ekonomi politikalarından nasıl etkilendiğini belirlemek politika yapıcılar için önem teşkil etmektedir.

Literatürde işsizlik ile para politikası arasındaki ilişkiyi konu alan çok sayıda çalışma bulunmaktadır. Bu çalışmanın literatürde yer alan çalışmalardan farklılaşan kısmı, Türkiye’nin genç nüfus özelliği göstermesi nedeniyle işsizlik oranı yaş guruplarına göre ayrılmış (15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, +65) ve politika değişimine hangi yaş gurubunun nasıl tepki verdiği tespit edilmeye çalışılmıştır. Ayrıca Türkiye’de toplumsal cinsiyet kavramının hala geçerli olması nedeniyle, en fazla etkilenen yaş gurubu cinsiyetlere göre ayrılarak tekrar incelenmiştir. Bu doğrultuda para politikasındaki bir değişimin hangi yaş gurubunu ve hangi cinsiyeti en fazla etkilediği tespit edilip politika önerilerinde bulunulmuştur.

Çalışmanın giriş kısmını takiben 2.2. numaralı başlık altında Türkiye’de işsizliğin yaşa ve cinsiyete göre boyutu AB ülkeleri ile karşılaştırmalı olarak anlatılmıştır. Ardından 2.3. numaralı başlık altında para politikası ile işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen ulusal ve uluslararası çalışmaların özetlerinden oluşan literatür taraması verilmiştir. Literatürün ardından 2.4. numaralı başlığını altında analizde kullanılan veri seti, yöntem ve analiz çıktılarına dair bilgiler verilmiştir. Çalışmanın bu bölümü 2.5. başlığında yer alan analiz bulguları ve değerlendirilme ile sonlandırılmıştır.

## **2.2. Türkiye’de İşsizliğin Boyutları**

İşsizliğin birçok tanımı bulunmakla birlikte en genel haliyle, çalışma isteği bulunup cari ücret düzeyinde iş arayıp da bulamayanlar olarak ifade edilmektedir. Başta gelişmekte olan ülkeler olmak üzere işsizlik, neredeyse tüm dünya ülkelerinin makroekonomik sorunları arasında yer almaktadır. Bazı ülkelerde işsizlik daha kabul edilebilir oranlarda seyrederken bazı ülkelerde içinden çıkılması zor bir hal almaktadır.

İşsizlik oranının yüksek olduğu ve işsizliğin kronik bir hal aldığı ekonomiler önemli maliyetlere katlanmak zorunda kalmaktadır. Bu maliyetlerden ilki ekonominin eksik istihdam seviyesinde olmasından dolayı oluşan hasıla kaybıdır. Bu literatürde Okun kanunu olarak adlandırılmakta ve işsizliğin doğal oranının üzerinde ki her 1 puan artışı için potansiyel hasılanın %2.5 azalması olarak ifade edilir. İşsizliğin bir diğer maliyeti gelir dağılımı ile ilgilidir. İşsizlik ekonomide toplam gelir kaybına yol açmakla birlikte farklı tabakadaki kişiler arasındaki gelir dağılımının da bozulmasına neden olmaktadır. Yoksul tabakada bulunan vasıfsız bir işçinin işsiz kalması, yüksek gelirli olan ve belirli bir servete sahip olan kişinin işini kaybetmesi ile aynı etkiye sahip değildir. Servet sahibi işsizliğin yükünü daha hafif hissederken yoksul kişi bunu daha ağır hissetmektedir. İşsizliğin bir diğer maliyeti vergilerdir. Çalışanlar ücretleri üzerinden vergilendirilmektedir ve buda toplumun kazancının çalışan kişiden daha yüksek olduğunu göstermektedir. Yani toplumun uğradığı kayıp işsiz kalan kişininkinden daha büyüktür. Ayrıca işsiz kalan kişilere işsizlik sigortası kapsamında yapılan ödemeler çalışsan kesimin ödemiş olduğu vergilerle karşılanmaktadır. Kısaca işsizliğin getirmiş olduğu maliyet; hasıla kaybı, gelir dağılımının bozulması, vergilerde düşüş ve toplam işsizlik sigortası ödemeleri olarak sıralanabilir (Yıldırım vd.,2014:370-371).

Türkiye gerek yapısal gerekse konjonktürel olmak üzere birçok nedenden dolayı uzun yıllardır işsizlik problemi ile baş etmek durumunda kalmıştır. Dolayısıyla işsizliğin oluşturduğu maliyette ekonomiye ciddi bir yük getirmektedir. Tablo 2.1’de Eurostat’dan elde edilen 27 AB ülkesinin işsizlik oranları ve TÜİK’den elde edilen Türkiye işsizlik oranları yer almaktadır. Tabloda Türkiye’nin Avrupa’daki 27 ülke arasında en yüksek işsizlik oranına sahip 3. ülke durumunda olduğu görülmektedir. İlk sırada %14.9 ile Yunanistan ikinci sırada %14.4 ile İspanya yer alırken Türkiye’de %10.4’lük işsizlik oranı ile bu ülkeleri takip etmektedir. Bu sıralama Türkiye’nin işsizlik oranının çok yüksek olduğunu açıkça göstermektedir.

**Tablo 2.1. 27 AB ülkesi ve Türkiye’de İşsizlik Oranları**

Sıra	Ülkeler	2020	2021	2022	Sıra	Ülkeler	2020	2021	2022
1	Yunanistan	18.4	16.7	14.9	15	Estonya	5.6	5.9	6.2
2	İspanya	15.0	14.8	14.4	16	Lüksemburg	6.0	5.9	5.6
<b>3</b>	<b>Türkiye</b>	<b>13.2</b>	<b>12.0</b>	<b>10.4</b>	17	İrlanda	5.6	5.7	5.5
4	İtalya	9.9	9.6	9.0	18	Avusturya	5.3	5.7	5.7
5	Fransa	8.5	8.1	7.7	19	Bulgaristan	5.8	5.5	5.2
6	İsveç	7.3	8.1	8.3	20	Romanya	5.4	5.5	5.8
7	Kıbrıs	7.7	7.4	7.3	21	Danimarka	5.2	5.2	5.1
8	Finlandiya	7.3	7.4	7.4	22	Slovenya	4.8	4.7	4.6
9	Letonya	7.3	7.3	7.5	23	Hollanda	4.7	4.5	4.2
10	Litvanya	7.0	7.3	7.2	24	Macaristan	3.7	3.8	3.9
11	Hırvatistan	7.5	7.2	7.4	25	Malta	3.9	3.8	3.6
12	Portekiz	7.0	6.8	6.5	26	Almanya	3.3	3.5	3.5
13	Slovakya	6.3	6.4	6.5	27	Polonya	3.5	3.3	3.2
14	Belçika	5.8	5.9	5.9	28	Çekya	2.3	2.5	2.5

Kaynak: Eurostat, TÜİK, 20.07.2023

Türkiye’nin işsizlik oranındaki yükseklik kadar önemli olan bir diğer husus bu işsizliğin kompozisyonudur. İşsizliğin kompozisyonlarından biri yaştır. İşsizlik oranının yaş kompozisyonuna göre dağılımı ekonomik ve toplumsal açıdan önemli bir husustur. Uluslararası Çalışma Örgütü’ne (İLO) göre 15-24 yaş arası bireylerin işsizliği genç işsizlik olarak tanımlanmaktadır. Tablo 2.2’ de 27 AB ülkesi ve Türkiye’nin genç işsizlik oranları yer almaktadır. Türkiye bu 27 ülke arasında genç işsizliğin en fazla görüldüğü 7. ülkedir. Genel işsizlik oranı ile mukayese edildiğinde genç işsizliğin boyutu daha net bir şekilde görülmektedir. 2022 yılında genel işsizlik oranı %10.4 iken genç işsizlik aynı yıl %19.4 olarak gerçekleşmiştir. Yani Türkiye’nin genç işsizliği genel işsizlik oranından 9 puan daha fazladır. Bu durum diğer ülkeler içinde geçerlidir. Tablo 2.1 ile 2.2 kıyaslandığında tüm ülkelerde genç işsizlik oranının genel işsizlik oranına kıyasla daha yüksek olduğu görülmektedir.

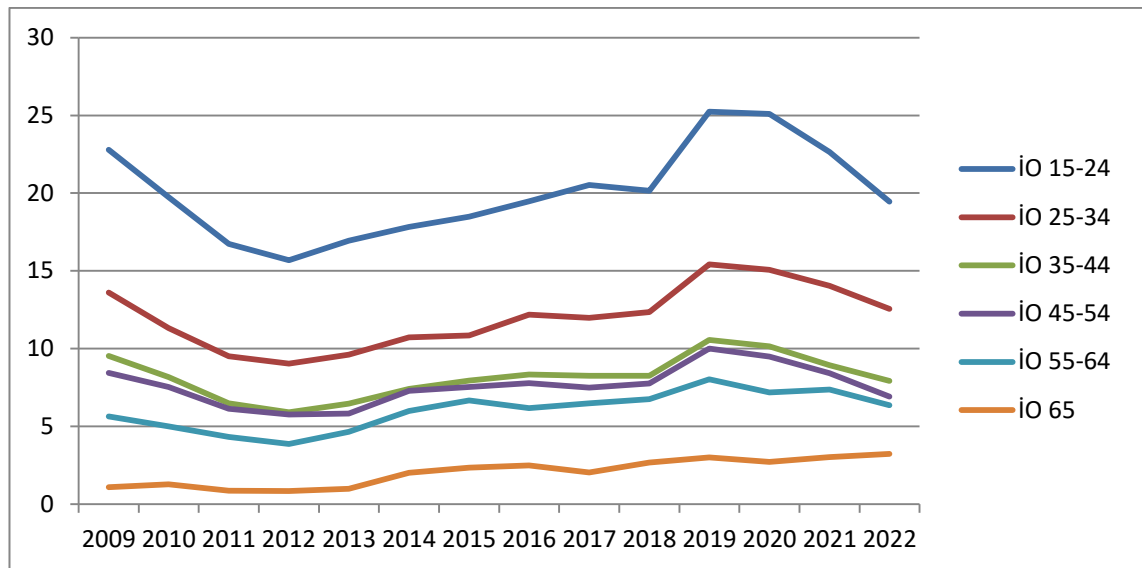
**Tablo 2.2.** 27 AB ülkesi ve Türkiye’de 15-24 Yaş İşsizlik Oranları

Sıra	Ülkeler	2020	2021	2022	Sıra	Ülkeler	2020	2021	2022
1	Yunanistan	38.0	35.5	31.4	15	Letonya	14.9	14.8	15.3
2	İspanya	38.3	34.8	29.8	16	Finlandiya	21.0	17.1	14.2
3	İtalya	29.8	29.7	23.7	17	Litvanya	19.6	14.3	11.9
4	Romanya	21.6	21.0	22.8	18	Polonya	10.9	11.9	10.8
5	İsveç	23.5	24.7	21.7	19	Bulgaristan	17.4	15.8	10.7
6	Slovakya	20.4	20.6	19.9	20	Danimarka	11.6	10.8	10.6
7	<b>Türkiye</b>	<b>25.3</b>	<b>22.6</b>	<b>19.4</b>	21	Macaristan	12.5	13.5	10.6
8	Portekiz	22.5	23.4	19.0	22	Slovenya	14.3	12.8	10.1
9	Kıbrıs	18.2	17.1	18.6	23	İrlanda	15.8	14.5	10.1
10	Estonya	18.3	16.7	18.6	24	Avusturya	11.7	11.0	9.5
11	Hırvatistan	21.1	21.9	18.0	25	Malta	10.9	9.4	8.3
12	Lüksemburg	23.2	16.9	17.6	26	Hollanda	10.6	9.3	7.6
13	Fransa	21.5	18.9	17.3	27	Çekya	8.0	8.2	6.8
14	Belçika	15.9	18.2	16.4	28	Almanya	8.0	7.0	6.0

Kaynak: Eurostat, TÜİK, 20.07.2023

Türkiye’nin genç nüfus yapısını koruduğu düşünüldüğünde genç işsizlik oranındaki yükseklik daha da önemli bir hal almaktadır. Grafik 2.1’ de Türkiye’de işsizliğin daha ayrıntılı yaş gruplarına göre dağılımı yer almaktadır. 2009-2022 dönemini kapsayan grafiğe bakıldığında tüm yaş gruplarına ait işsizlik oranlarının 2008 krizi sonrası yani 2009 yılından itibaren düşüşe geçtiği ve bu düşüşün 2012 yılına kadar devam ettiği görülmektedir. Ancak 2012 yılından sonra özellikle Suriyeli mülteci sayısındaki ve buna bağlı iş gücü piyasasına giren kişi sayısındaki artışa bağlı tüm yaşlardaki işsizlik oranları tekrar artış göstermiştir. 2018 yılı döviz-borç krizinin yaşandığı dönemden itibaren ise trendin eğimi daha da dikleşmiştir. Ardından 2020 yılı başlarında ortaya çıkan ve etkisini 2021 yılında da hissettiren Covid-19 salgınına bağlı olarak meydana gelen durgunluk iş gücü piyasasını etkileyerek bu dönemde işsizliğin yüksek seyir izlemesine neden olmuştur. 2021 yılında ise tüm yaş gruplarına ait işsizlik oranları düşüş izlerken 65 yaş üstü işsizlikteki artış devam etmiştir. Tüm yaş guruplarındaki işsizlik oranları birbiri ile kıyaslandığında 35-44, 45-54, 55-64 yaş gruplarının işsizlik oranlarının birbirlerine yakın seyir izlediği ve beklentilerle uyumlu bir şekilde en düşük işsizlik oranının 65 yaş üstü gruba ait olduğu görülmektedir. İşsizlik oranının en yüksek olduğu grup ise 15-24 yaş grubudur ve bu gruba ait işsizlik oranının 2019 itibariyle %25’in üzerinde gerçekleştiği, 2020’den sonra tekrar düşüşe geçtiği, 2022 yılında %20’lerde olduğu görülmektedir. İkinci olarak en yüksek işsizliğin mevcut olduğu grup ise 25-34 yaş grubudur ve bu grubun işsizlik oranının 2019-2020

yılında %15 civarında olduğu 2022 yılında ise %13 civarına gerilediği görülmektedir. Ancak iki yaş grubuna ait işsizlik oranları son yıllarda ciddi oranda düşüş eğilimi gösterse de genel işsizlik oranına göre çok yüksek olduğu açık bir şekilde görülmektedir. 2022 yılı TÜİK rakamlarına göre Türkiye’de ortanca yaşın 33,5 olarak belirlendiği göz önüne alınırsa 25-34 yaş grubunu da genç işsizliğe dahil olması yanlış olmayacaktır. Dolayısıyla Türkiye’de işsizliğin en ağır tablosu 15-34 yaş gurubuna yani gençlere ait olduğu söylenebilir



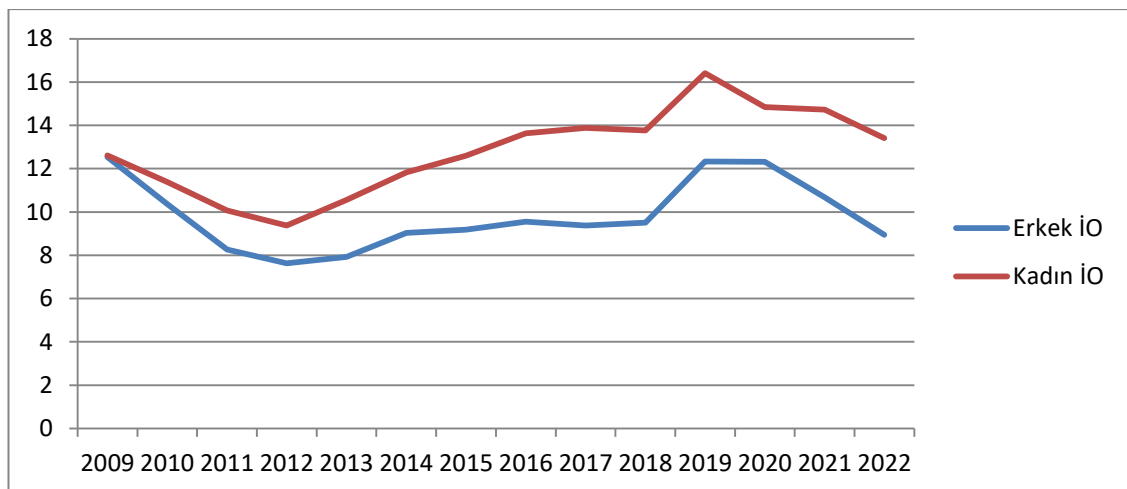
Kaynak: İLO,23.07.2023

### Grafik 2.1. Türkiye’de Yaş Gruplarına Göre İşsizlik Oranları

Genç işsizliğin bu denli yüksek olması, ileride genç neslin deneyimsiz bir yapıya bürünmesi ve beraberinde verimsiz bir çalışan kitlesinin oluşması kaçınılmaz olacaktır. Ayrıca genç nüfusun işsizliğinin yüksek olması birçok toplumsal sorunu da beraberinde getirecektir. Genç yaşta işsizlikle mücadele eden kişilerin yaşamış olduğu psikolojik sorunlar toplumdan uzaklaşmaya, depresyon ve hatta intihar vakalarına sebebiyet vermektedir. Bununla birlikte hayatta kalma içgüdüğü ile hareket eden bu işsiz bireyler yasal olmayan yollarla gelir elde etme yolunu seçerek çeşitli suçlara (hırsızlık, kaçakçılık, uyuşturucu ticareti vs.) yönelecektir. Dolayısıyla ülkedeki suç oranlarının da artış gösterecektir. Literatürde bu konuyu ele alan çalışmalardan biri Özer ve Topal (2017) tarafından, 2004 – 2016 dönemi baz alınarak Düzey – II bölgeleri için gerçekleştirilmiştir. Çalışmadan elde edilen ilk bulgu, genç işsizlik ile suç, göç, intihar ve boşanma faktörleri arasında istatistiksel açıdan anlamlı ve güçlü bir ilişki olduğu, analiz döneminde genç işsizliğinin bu sorunları daha da artırdığı yönündedir. Bir diğer bulgu

ise Dumitrescu ve Hurlin nedensellik testine dayanmakta olup, genç işsizliğin göç, intihar ve boşanma gibi toplumsal sorunların bir nedeni olduğu tespit edilmiştir. Benzer bir çalışmayı 2004 – 2018 dönemini baz alarak gerçekleştiren Eren ve Özkılbaç (2020), Türkiye’de genç işsizlik ve suç oranı arasındaki pozitif ilişkinin varlığını doğrulamış, genç işsizlik oranındaki bir azalmanın suç oranının da azalmasına yol açacağını tespit etmiştir. Dolayısıyla genç işsizlik oranının yüksek olması, iş gücünün atıl kalması sebebiyle ekonomik maliyet yaratmasının yanında önemli toplumsal maliyetlere de yol açacaktır.

İşsizliğin bir diğer önemli kompozisyonu cinsiyettir. Türkiye’de cinsiyet eşitsizliği kavramı uzun yıllardır tartışılan bir konudur ve hala eşitsizlik açısından ciddi problemler barındırmaktadır. 13 Temmuz 2022 tarihinde yayınlanan ve 146 ülkenin değerlendirildiği Küresel Cinsiyet Eşitsizliği raporunda Türkiye 124. sırada yer almaktadır. Bu Türkiye’nin cinsiyet eşitsizliğinde ciddi sorunlar yaşadığının bir göstergesidir. Bu durum iş gücü piyasasında da kendisini göstermektedir. İLO rakamlarından elde edilen Grafik 2.2 Türkiye’de 15 yaş üstü işsizlik oranının cinsiyete göre seyrini göstermektedir. 2009 yılında Türkiye’de erkek işsizlik oranı %12,5 iken kadınlarda bu oran %12,6 olarak gerçekleşmiştir. Yani kadın ve erkek işsizlik oranları bu yılda neredeyse eşit seviyede gerçekleşmiştir. Grafiğe bakıldığında iki grupta da işsizlik oranı 2012 yılına kadar düşüş eğilimine girmiş fakat gruplar arası işsizlik farkı açılmıştır. 2012 yılından sonra iki grupta da işsizlik oranı artarken aradaki makas da açılmıştır. 2022 yılına gelindiğinde erkek işsizlik oranı %8.9 iken bu oran kadınlarda %13.4 olarak gerçekleşmiştir. Dolayısıyla kadın işsizliği sorunu erkeklere kıyasla çok daha vahim durumdadır.



Kaynak: İLO,23.07.2023

**Grafik 2.2.** Türkiye’de Cinsiyete Göre İşsizlik Oranları



Kadın ve erkek arasında işsizlik farkının en önemli nedenlerinin başında toplumsal cinsiyet kavramı yer almaktadır. Yani toplumun kadına yüklemiş olduğu görevler (ev işleri, çocuk bakımı vs.) ve yine toplumun kadının çalışmasına yönelik göstermiş olduğu tutum ve davranışlar kadın istihdamı önünde en önemli engellerdir. Bir diğer engel ise iş gücü piyasasındaki ücret eşitsizliğidir. Yapılan aynı işe karşılık kadına ödenen ücretin erkeğe kıyasla daha düşük düzeyde kalması kadının çalışmak yerine işsiz kalmayı tercih etmesine neden olmaktadır. Kılıç ve Öztürk (2014), Türkiye için yaptıkları çalışmalarında kadınların iş gücüne katılımı belirleyen faktörlerin başında eğitim, medeni durum, ekonomik kaynaklar, toplumsal cinsiyet algısı ve yerleşim yeri olduğunu tespit etmiştir.

Kadının iş gücü piyasasında geri kalması ve hak ettiği konuma ulaşamaması ülkenin sürdürülebilir büyüme ve kalkınmasının önünde önemli bir engel teşkil etmektedir. Çünkü Türkiye nüfusunun yarısını (TÜİK'in 2022 yılı Adrese Dayalı Nüfus Kayıt Sistemi sonuçlarına göre, toplam nüfusun %49,9'u kadınlar, %50,1'i erkeklerden oluşmakta) kadınlar oluşturmaktadır. Dolayısıyla en önemli üretim faktörlerinden emeği kadından bağımsız etkin bir şekilde kullanmak mümkün değildir. Bu doğrultuda sürdürülebilir bir ekonomik büyüme ve ekonomik kalkınma için kadın istihdamının artırılması önemli bir faktördür. Kadın istihdamının ekonomiye etkilerini görebilmek için güçlü-zayıf analizi yapan Şahin ve Tutar (2017), kadının ekonomik yaşamda aktif rol alması ile yaşam standardının yükselmesi, toplumda görmüş olduğu insani değerlerin artması, niteliğinin artması, girişimciliğin artış göstermesi, , ekonomik kalkınmayı sağlaması gibi faktörlerin kadın istihdamının güçlü yönlerinden olduğunu tespit etmiştir. Kadına karşı toplumsal önyargılar, sosyal güvenceden yoksun ve kayıt dışı çalışma, kadınların işlerinde yükselmesine olanak tanınmaması ve ücret eşitsizliği ise kadın istihdamının zayıf yönlerinden bazıları olarak belirlenmiştir.

Özetle Türkiye'de işsizlik önemli bir sorun iken, genç işsizlik ve kadın işsizliği tarafından bakıldığında bu sorun daha ağır bir tabloya dönüşmektedir. Bu doğrultuda çalışmada işsizlik kavramı üzerinde bu denli önemli bir unsur olan yaş ve cinsiyet kavramı dikkate alınarak para politikasının işsizlik üzerindeki etkisi altı farklı yaş grubuna göre incelenip, bu gruplardan en fazla etkilenen grup cinsiyete göre ayrıştırılarak tekrar analiz edilmiştir. Analizden elde edilen bulgular ışında ise politika önerilerinde bulunulmuştur.

### 2.3. Literatür Taraması

Literatürde işsizliği dinamiklerini belirlemeye yönelik yapılmış çok sayıda çalışma olmakla birlikte para politikası ile işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen özellikle ulusal literatürde çok az sayıda çalışma mevcuttur. Ulusal ve uluslararası literatürden derlenen kısa özetler aşağıda verilmiştir;

En eski çalışmalardan birini Wogin (1980), Kanada için gerçekleştirmiştir. Beklenen ve beklenmeyen para politikasının işsizlik üzerindeki etkisini 1927-1972 dönemi için inceleyen Wogin, beklenen parasal bir büyümenin işsizlik oranı üzerinde etkisinin olmadığını ancak beklenmedik bir parasal büyümenin işsizliği etkilediği yönünde sonuç elde etmiştir. Para politikası şoklarının ABD ekonomisi üzerindeki etkilerini VAR yöntemi ile inceleyen Christiano, Eichenbaum ve Evans (1996), daraltıcı para politikası şokunun reel GSMH’de ve istihdamda düşüşe, işsizlik oranının da ise artışa neden olduğunu tespit etmiştir.

Euro bölgesinde temel makroekonomik değişenlerin para politikası şokuna nasıl tepki verdiğini VAR yöntemi ile tahmin eden Peersman ve Smets (2001), 1980-1998 dönemini esas almıştır. Politika kontrollü faiz oranlarındaki beklenmedik bir değişikliği para politikası şoku olarak ele alan yazarlar, nominal ve reel kısa vadeli faiz oranlarında geçici bir artışı, döviz kurunda reel bir değerlenmenin ve üretimde geçici bir azalmanın izlediğini ve istihdamın GSYİH ile aynı çizgide düştüğünü tespit etmiştir.

İsveç’te para politikası ile işsizlik arasındaki ilişkiyi yapısal vektör otoregresif (SVAR) yöntemi ile analiz eden Alexius ve Holmlund (2008), 1980-2005 arası çeyreklik verilerden yararlanmıştır. Bulgular para politikası şoklarının işsizlikteki dalgalanmaların %22 - %35’ini açıkladığı yönündedir. Ayrıca iktisatçılar arasında yaygın kabul gören, para politikasının reel değişkenler (işsizlik gibi) üzerinde kısa vadeli etkileri olduğu görüşünün aksine para politikasındaki bir şokun işsizlik üzerindeki etkisinin 10 yıl sonra bile yaklaşık %30’unun devam ettiği tespit edilmiştir. İsveç para politikasının işsizlik üzerindeki etkisi ABD ile kıyaslandığında, ABD’dekenden daha büyük ve kalıcı, bu farklılıkların ise para politikasından ziyade iş gücü piyasasındaki farklılıklardan kaynaklanabileceği, örneğin İsveç’te istihdam koruma mevzuatının daha katı olması burada işsizliğin sürekliliğine sebep olabileceği belirtilmiştir.

Berument vd. (2009), 1988Q1-2004Q4 dönemini baz alarak Türkiye’de çeşitli makroekonomik göstergelerde (reel GSYİH, döviz kuru, bankalar arası gecelik faiz oranı, para arzı (M1+ repo), GSYİH deflatörü) meydana gelen değişimin ekonominin farklı sektör kollarındaki işsizliği nasıl etkilediğini VAR yöntemi ile incelemiştir. Elde edilen bulgulardan ilki, çeşitli makroekonomik şoklara sektörel işsizlik (tarım ve imalat başta olmak üzere) oranlarının farklı tepki verdiği, bankalararası gecelik faiz oranı ve döviz kurunda meydana gelen bir şokun sadece imalat sektörü üzerinde pozitif ve anlamlı etki yarattığı, para şokunun ise tarım dışındaki tüm sektörlerin işsizlik oranında ilk dönem düşüş yarattığı şeklindedir. Bir diğer bulgu ise fiyat şokunun uzun dönemde tüm sektörlerde işsizliği etkilerken, gelir de meydana gelen şokun kısa dönemde tüm sektörlerin işsizliği etkilediği yönündedir.

Doğrul ve Soytaş (2010), Türkiye’de 2005:01–2009:08 dönemini baz alarak işsizlik ile ham petrol ve reel faiz oranı arasındaki nedensel ilişkiyi Toda-Yamamoto yönteminden yararlanarak incelemiştir. İnceleme sonuçları, Türkiye’deki işsizlik oranının uzun vadede reel faiz oranından da reel petrol fiyatından da etkilendiğini göstermiştir.

Hırvatistan’da para politikasının işsizlik üzerindeki etkisinin belirlemek amacıyla yaptıkları çalışmada Benazić ve Rami (2016), ARDL sınır testi yaklaşımından faydalanmıştır. İşsizlik, tüketici fiyatları, M1 para arzı ve reel efektif döviz kuru değişkenlerinin kullanıldığı analizin temel bulgusu, para miktarındaki değişmelerin işsizlik üzerinde etkisinin olmadığını yönündedir. Bu ise ve Hırvat para politikasının işsizliği azaltmada etkili olmadığını dolayısıyla uzun dönemde ”paranın yansızlığı” kavramının geçerli olduğunu göstermektedir.

Essien vd. (2016), Nijerya’da işsizlik ile para politikası ilişkisini vektör otoregresif (VAR) yöntemle analiz etmiştir. 1983q1 – 2014q1 döneminin ele alındığı analiz bulguları iki değişken arasında çift yönlü bir nedensellik ilişkisi olduğunu ve politika faizinde meydana gelen pozitif bir şokun yani daraltıcı para politikasının işsizliği 10 çeyrek artırdığını göstermiştir.

Güney Afrika için 1980-2017 yıllarını esas alarak ARDL sınır testinden yararlanan Maduku ve Kaseeram (2018), enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemli negatif ve güçlü bir ilişki olduğunu, ayrıca faiz, ekonomik büyüme ve döviz kuru gibi değişkenlerinde işsizliği açıklamada önemli olduğunu tespit etmiştir. Bu tespit

neticesinde, Güney Afrika Merkez Bankası'nın ekonomideki eşitsizlik ve yoksulluğu azaltmaya yardımcı olmak için hedeflerine işsizliği dahil etmesi gerektiği ve bunun içinde hedeflerinin gözden geçirilmesi gerektiğini önermiştir.

Türkiye'de para politikası tercihleri ile işsizlik arasındaki ilişkiyi ele aldıkları çalışmalarında Çevik ve Yıldırım (2018), 1999-2014 dönemini esas almış ve bu iki değişken arasında istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki olduğunu tespit etmiştir. TCMB pasif para politikası uyguladığı dönemlere kıyasla aktif politika dönemlerinde işsizlik oranının ortalama %1.1 daha fazla olduğunu saptamıştır.

Para politikasının İran'ın sanayi şehirlerinin istihdam düzeyleri üzerinde nasıl etki yarattığını bu etkinin homojen olup olmadığını incelyen Shakeri Bostanabad vd. (2019), para politikasının bölgesel istihdam üzerindeki etkisinin kısa vadeli ve küçük olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla bölgesel istihdam yaratmak için para politikasının etkili bir araç olarak kullanılamayacağı ortaya çıkmıştır

Sırbistan Cumhuriyeti için politika faizi oranı ile işsizlik arasındaki ilişkiyi inceleyen Veselinović, N. (2020), enflasyon oranının işsizlik üzerinde önemli ve pozitif bir etkiye sahip olduğunu ancak politika faizinin uzun vadede işsizlik üzerindeki etkisinin önemli olmadığını göstermiştir. Kısa vadede ise politika faizi ile enflasyon oranından işsizlik oranına doğru bir nedenselliğin mevcut olmadığı tespit edilmiştir.

Mahadika ve Wibowo (2021), para politikası ile işsizlik arasındaki ilişkiyi Endonezya için incelemiştir. 1975-2016 döneminin esas alarak ARDL sınır testinden yararlanan yazarlar, para politikasının işsizlik oranı üzerinde geçici bir etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir.

Para ve maliye politikasının işsizlik üzerindeki etkisini Nijerya için inceleyen Onwuka, C. E. (2021), 1981-2020 dönem verilerinin kullanıldığı çalışmanın bulguları Nijerya'da devlet harcamaları, para arzı ve faiz oranının işsizliğin temel belirleyicileri olduğu yönündedir. Eğer hükümet istihdam yaratılmasını destekliyor ise genişletici bir maliye ve para politikası uygulamalıdır.

İşsizlik ile para politikası arasındaki ilişkiyi Sahra Altı Afrika'daki 37 ülke için inceleyen Onanuga ve Omitogun (2022), 2011-2017 dönemini esas almış ve fark GMM yönteminden yararlanmıştır. Para politikasını temsilen borç verme oranının kullanıldığı çalışmanın bulguları, para politikasının işsizliği, işverenin durumunu ve toplam iş

gücünü etkilediğini ortaya koymuştur. Bu sonuca bağlı olarak, para politikası yapıcıların, Sahra Altı Afrika bölgesinde verimli istihdamı teşvik edecek politika araçlarının kısa ve orta vadede para politikası yönergelerine dahil edilmesi gerekliliğini vurgulamışlardır.

Bennani (2023), farklı bir bakış açısı ile ABD'deki para politikası şoklarının işsizlik üzerindeki etkisini farklı ırk gruplarına göre incelemiştir. 1969q2-2015q4 verileri kullanılarak incelenen analiz bulguları, genişlemeci bir para politikası şokunun beyaz işçileri olumlu ve önemli oranda etkilemesine karşın siyah işçiler üzerinde etkinin daha büyük olduğunu, Hispanik (İspanyol ırkından) işçiler için ise istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmadığı yönündedir. Sonuç olarak FED'in para politikası uygulamalarının beyazlar ve siyahiler arasındaki işsizlik farkını azaltma etkili olduğu tespit edilmiştir. Bu bulguların, simülasyona geleneksel olmayan politika dahil edildiğinde, işsizlik oranlarını cinsiyete göre ayrıldığında, okuma yazma bilmeyenler ayrıştırıldığında, para politikası şokları farklı yöntemlerle oluşturulup tekrar tahmin edildiğinde bile robust (sağlam) olduğu görülmüştür.

Bu çalışmada literatürden farklı olarak para politikasının işsizlik üzerindeki etkisi farklı yaş gruplarının işsizlik oranları üzerinden incelenmiş ve ayrıca para politikasından en fazla etkilenen yaş grubunda hangi cinsiyetin işsizlik oranının daha fazla etkilendiği araştırılmıştır. Çalışmanın bu yönüyle literatüre katkı yapması beklenmektedir.

#### **2.4. Ampirik Model ve Veri Seti**

Çalışmanın bu kısmında Türkiye'de yaş gruplarına göre işsizlik oranı ile para politikası arasındaki ilişki VAR (vector autoregressive) tekniği kullanılarak incelenmiştir. Çalışmada işsizlik oranları 10'ar yıllık bantlar şeklinde 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64 ve 65 üstü yaş grubu olmak üzere altı gruba ayrılmış olup, bu yaş gruplarına ait işsizlik oranları analizde bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Analizde para politikasının yaşa göre işsizlik üzerindeki etkisini ölçmek için politika faiz oranı kullanılmış olup, işsizlik oranını etkileyen faktörlerden reel gayri safi yurt içi hasıla, enflasyon oranı ve çalışan kişi başına üretim verimliliği kontrol değişken olarak modellere dahil edilmiştir. Veriler çeyreklik bazda olup 2008 küresel kriz sonrası yani 2009 yılı birinci çeyrekle başlamış olup Uluslararası Çalışma Örgütü (ILO)'nün

Türkiye'nin yaş sınıflarına göre işsizlik oranlarını çeyrek bazda yayınlamış olduğu son tarih yani 2020 dördüncü çeyrekte sonlandırılmıştır.

Analizde kullanılan değişkenlerden işsizlik, para politikası ve enflasyon verileri oran şeklinde olup bu şekliyle modele dahil edilirken yorumlamalarda kolaylık sağlaması açısından reel gayri safi yurt içi hasıla ve çalışan kişi başına üretim verimliliğinin logaritması alınarak modele dahil edilmiştir. Analizde kullanılan bu değişkenlerin kısaltmaları, tanımları ve elde edildikleri kaynaklar Tablo 2. 3'de yer almaktadır.

**Tablo 2.3.** Değişkenler, Tanım ve Kaynak

Değişkenler	Tanım	Kaynak
PF	Politika Faizi	Uluslararası Para Fonu
İO1524	15-24 yaş arası işsizlik oranı	İLO
İO2534	25-34 yaş arası işsizlik oranı	İLO
İO3544	35-44 yaş arası işsizlik oranı	İLO
İO4554	45-54 yaş arası işsizlik oranı	İLO
İO5564	55-64 yaş arası işsizlik oranı	İLO
İO65+	65 yaş üstü işsizlik oranı	İLO
LRGDP	Reel GSYH (Logaritmik Seri)	TUİK
İNİF	Enflasyon Oranı	TCMB EVDS
LPE	Çalışan Kişi Başına Üretim Verimliliği (Logaritmik)	Sanayi ve Teknoloji Bakanlığı

#### 2.4.1. Birim Kök Testi

Çalışmada ilk olarak analizde kullanılan değişkenlere durağanlık sınaması yapılmıştır. Durağanlık sınamasında ilk olarak Phillips-Perron (1988) tarafından geliştirilen PP birim kök testinden ve daha sonra Kwiatkowski, Phillips, Schmidt ve Shin (1992) tarafından geliştirilen KPSS birim kök testinden yararlanılmıştır. Phillips-Perron birim kök testinin yokluk hipotezi serilerin durağan olmadığını yani birim kök içerdiğini ifade ederken, KPSS testinin sıfır hipotezi Phillips-Perron birim kök testinden farklı olarak serinin durağan olduğunu yani birim kök içermediğini ifade etmektedir. Dolayısıyla PP testinde  $H_0$  hipotezinin reddi serinin durağan olduğunu tespit ederken, KPSS testinde  $H_0$  hipotezinin reddi serinin birim kök içerdiğini tespit etmektedir.

Tablo 2.4'de yer alan PP birim kök test sonuçlarına göre İO3544, İO4554 ve LPE değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezlerinin reddedildiği yani bu değişkenlerin sabitli düzeyde durağan olduğu, PF, İO1524, İO2534, İO5564, İO65,

LRGDP, İNF ve LPE değişkenlerinin ise sabitli düzeyde durağan olmadığı yani hiçbir anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezlerinin reddedilemediği tespit edilmiştir. Sabit ve trend içeren test sonuçlarına bakıldığında İO1524 ve LRGDP değişkenlerinin %10, İO2534 ve İO3544 değişkenlerinin %5, İO4554, İO5564 ve LPE değişkenlerinin ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. PF ve İNF değişkenlerinin ise sabitli modelde olduğu gibi sabit ve trend içeren modelde de hiçbir anlamlılık düzeyinde durağan olmadığı görülmektedir. Tüm değişkenlerin birinci farkı  $I(1)$  alındığında ise tamamının %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 2.4.** PP Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	SABİT		SABİT ve TREND		1.Fark	
	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.
PF	1	-1.826143	1	-2.776799	2	-3.815342***
İO1524	3	-2.022090	9	-3.218982*	6	-9.420573***
İO2534	6	-2.404664	21	-3.745380**	9	-10.75016***
İO3544	5	-2.973822**	13	-3.787490**	23	-10.66821***
İO4554	2	-3.199812**	5	-4.320029***	31	-13.13759***
İO5564	4	-2.546637	4	-4.300377***	15	-11.48506***
İO65	4	-2.150757	4	-4.922245***	2	-12.88966***
LRGDP	11	-1.178204	2	-3.450886*	5	-11.36888***
İNF	3	-1.911985	2	-2.925594	5	-5.085512***
LPE	2	-3.022527**	3	-5.499655***	13	-17.18768***
<b>Mac Kinnon Kritik Değerler</b>						
%1	-3.577723		-4.165756		-3.581152	
%5	-2.925169		-3.508508		-2.926622	
%10	-2.600658		-3.184230		-2.601424	
Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West Bandwidth kriteri dikkate alınmıştır.						

Değişkenlerin durağanlık sınaması için yararlanılan KPSS birim kök testi sonuçları Tablo 2. 5’de yer almaktadır. Tablo 2. 5’de rapor edilen KPSS birim kök testi sonuçları PF, İO5564, ve İNF değişkenlerinin %10, İO1524, İO2534, İO3544, ve İO4554 değişkenlerinin %5 anlamlılık düzeyinde sabitli düzeyde durağan olduğunu, İO65, LRGDP ve LPE değişkenlerinin ise sabit düzeyde durağan olmadığını, sabit ve trend içeren modelde tüm değişkenlerin en az %10 anlamlılık düzeyinde durağan olduğunu göstermektedir. Bu değişkenlerinin birinci farkı alındığında ise İO1524 değişkeninin %5 diğer tüm değişkenlerin %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir.

**Tablo 2.5.** KPSS Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabit		Sabit Ve Trend		1.Fark	
	Lag	KPSS Test İst.	Lag	KPSS Test İst	Lag	KPSS Test İst
PF	5	0.476530*	4	0.102680***	1	0.106224***
İO1524	5	0.412443**	5	0.196026*	28	0.355610**
İO2534	5	0.445759**	5	0.188350*	23	0.341893***
İO3544	5	0.368411**	5	0.170742*	18	0.298128***
İO4554	5	0.403034**	4	0.178420*	14	0.269095***
İO5564	5	0.630477*	4	0.118494**	14	0.196425***
İO65	5	0.763866	5	0.080713***	3	0.053832***
LRGDP	5	0.887914	5	0.181084*	9	0.149889***
İNF	5	0.582500*	4	0.101304***	5	0.075976***
LPE	5	0.784913	4	0.086712***	24	0.312735***
<b>Asimtotik Kritik Değerler</b>						
%1	0.739000		0.216000		0.739000	
%5	0.463000		0.146000		0.463000	
%10	0.347000		0.119000		0.347000	
Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West using Barlett Kernell kullanılmıştır.						

PP ve KPSS birim kök test sonuçlarına göre değişkenlerin tamamının ya sabitli düzeyde ya da trend içeren modelde durağan oldukları görülmektedir. Ancak PP birim kök test sonuçlarında PF ve İNF değişkenlerinin ne sabitli ne de trend içeren modelde durağan olmadıkları, birinci farkları alındıklarında durağan hale geldikleri görülmüştür. Bu değişkenlerin farklı alınarak durağan hale getirmeden önce yapısal kırılmalı birim kök testlerinden Zivot- Andrews birim kök testi uygulanmıştır.

Zivot- Andrews (1992) tek yapısal kırılmalı birim kök testinde yapısal kırılma tarihi model tarafından içsel olarak tahmin edilmektedir. Zivot-Andrews testi sabitte, trendde ve hem sabit hem de trendde kırılmaya izin veren üç ayrı modele dayanmaktadır. Bu modellerin hipotezleri aşağıdaki gibidir;

$H_0$  = Yapısal kırılma olmadan seri durağan değildir.

$H_a$  = Yapısal kırılma ile birlikte seri trend durağandır.

Burada hesaplanan Zivot- Andrews test istatistiği mutlak değer olarak t-istatistiğinden büyük ise yokluk hipotezi reddedilmekte ve serinin yapısal kırılma ile birlikte trend durağan olduğuna karar verilmektedir. PF ve İNF değişkenlerine ilişkin Zivot- Andrews birim kök test sonuçları Tablo 2. 6'de yer almaktadır. Sonuçlara göre hem PF değişkenine ilişkin sabitli modeldeki test istatistiği %1 anlam düzeyinde  $H_0$  hipotezinin reddedildiği, yani 2018:q2 dönemindeki yapısal kırılma ile bu serilerin trend durağan olduğunu göstermektedir. Benzer şekilde hem sabit hem de trendde kırılmaya



izin veren modeldeki test istatistiği aynı döneme işaret etmekte ve bu dönemde hem sabitte hem de trendde kırılma dikkate alındığında serinin %1 anlam düzeyinde trend durağan olduğunu göstermektedir. İNF değişkenine ilişkin test istatistiğine bakıldığında sabitli modelde %5, sabit ve trend içeren modelde ise %1 anlam düzeyinde  $H_0$  hipotezi reddedilmekte ve bu serinin de 2018:q2 dönemindeki yapısal kırılma dikkate alındığında trend durağan olduğu kabul edilmektedir. Kısaca ZA testinin sonuçları PF ve İNF değişkenlerine ait serilerde 2018 yılının ikinci çeyreğinde sabitte ve trendde kırılma olduğuna işaret etmektedir ki bu kırılma tarihi Türkiye’de 2018 yılı itibarıyla etkisini göstermeye başlayan döviz ve borç krizinin yaşandığı döneme denk gelmektedir.

**Tablo 2.6.** Zivot- Andrews Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Sabit			MODEL B			Sabit ve Trend		
	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.	L	Kırılma Dönemi	Z-A Test ist.
PF	1	2018q2	-5.440***	-	-	-	1	2018q2	-6.628***
İNF	1	2018q2	-5.088**	1	2015q4	-3.847	1	2018q2	-6.417***
<b>Kritik Değerler</b>									
<b>%1</b>	-5.34			-4.80			-5.57		
<b>%5</b>	-4.93			-4.42			-5.08		
<b>%10</b>	-4.58			-4.11			-4.82		
Not: Maksimum gecikme uzunluğu 4 olarak dikkate alınmıştır. Gecikme sayısı Akaike Bilgi Kriteri (AIC) tarafından seçilmiştir. Model A sabitte, Model B trendde ve Model C hem sabit hemde trendde kırılmaya izin vermektedir.									

#### 2.4.2. VAR Analizi

Sims (1980) tarafından ortaya atılan VAR modelinde yer alan değişkenlerin durağanlık şartını sağlaması önem arz etmektedir. Bu nedenle çalışmada kullanılan tüm değişkenler düzey halleri ile VAR modeline dahil edilmiş, ayrıca hem trend hem de 2018:q2 dönemindeki sabitte ve trendde kırılmayı dikkate alan iki adet kukla değişken modele dışsal değişken olarak eklenmiştir.

Çalışmada para politikasının ekonominin farklı yaş gruplarının işsizlik oranları üzerindeki etkisini ölçmek için öncelikle her biri beş içsel değişken ve 3 dışsal değişken (trend, sabitte kırılmayı dikkate alan kukla değişken ve hem sabit hem de trendde kırılmayı dikkate alan kukla değişken) oluşan altı adet kısıtsız VAR modeli oluşturulmuştur. İlk ele alınan yani 15-24 yaş grubunun işsizlik oranını dikkate alan VAR1(p) denklemi aşağıdaki gibidir;

$$iO1524_t = b_{10} + \sum_{j=1}^p \beta_{11j} iO1524_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Omega_{11j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \partial_{11j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \sigma_{11j} iNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_{11j} LPE_{t-j} + \gamma_{11} T + \omega_{11} D + \mathbb{I}_{11} DT + \epsilon_{1t} \quad (2.1)$$

$$PF_t = b_{20} + \sum_{j=1}^p \beta_{21j} iO1524_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Omega_{21j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \partial_{21j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \sigma_{21j} iNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_{21j} LPE_{t-j} + \gamma_{21} T + \omega_{21} D + \mathbb{I}_{21} DT + \epsilon_{2t} \quad (2.2)$$

$$LRGDP_t = b_{30} + \sum_{j=1}^p \beta_{31j} iO1524_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Omega_{31j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \partial_{31j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \sigma_{31j} iNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_{31j} LPE_{t-j} + \gamma_{31} T + \omega_{31} D + \mathbb{I}_{31} DT + \epsilon_{3t} \quad (2.3)$$

$$iNF_t = b_{40} + \sum_{j=1}^p \beta_{41j} iO1524_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Omega_{41j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \partial_{41j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \sigma_{41j} iNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_{41j} LPE_{t-j} + \gamma_{41} T + \omega_{41} D + \mathbb{I}_{41} DT + \epsilon_{4t} \quad (2.4)$$

$$LPE_t = b_{50} + \sum_{j=1}^p \beta_{51j} iO1524_{t-j} + \sum_{j=1}^p \Omega_{51j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \partial_{51j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \sigma_{51j} iNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \omega_{51j} LPE_{t-j} + \gamma_{51} T + \omega_{51} D + \mathbb{I}_{51} DT + \epsilon_{5t} \quad (2.5)$$

Yukarıdaki denklemlerde yer alan “ $\epsilon_t$ ” terimleri  $\text{IID}(0, \sigma^2)$  (ortalaması sıfır ve varyansı sabit bağımsız özdeş dağılılan rassal değişken) olduğu varsayılan stokastik hata terimleridir. Denklemlerde yer alan “p”ler uygun gecikme uzunluklarını ifade ederken, “T” trend bileşenini, “D” sabitte kırılmayı, “DT” sabitte ve trendde kırılmayı ifade eden kukla değişkenlerdir. Modelde eşitliğin sağ kısmında değişkenlerin eş-anlı değerleri bulunmadığından ötürü bu modeller indirgenmemiş yani standart VAR(p) olarak isimlendirilir (Sevüktekin ve Çınar, 2017: 496). VAR2(p) modeli 25-34 yaş, VAR3(p) 35-44 yaş, VAR4(p) 45-54 yaş, VAR5(p) 55-64 yaş ve VAR6(p) 65 yaş üstü işsizlik oranlarını dikkate alacak şekilde oluşturulmuştur. Yani bu modellerde VAR1(p) modelinden farklı olarak yalnızca işsizlik oranı veri seti farklılık göstermektedir. Dolayısıyla yalnızca IO1524 değişkeninin farklılık gösterdiği diğer modeller rapor edilmemiştir.

VAR modellerinde optimum gecikme uzunluğunu belirlemek için LR, FPE, AIC, SC ve HQ bilgi kriterlerinden faydalanılmış ve uygun gecikme uzunluğu tespit edilen modellerde otokorelasyon sorununun olmaması gerekliliği dikkate alınmıştır. Uygun gecikme uzunlukları tüm VAR modellerinde 2 olarak tespit edilmiştir. Bu gecikme uzunlukları ile tahmin edilen modellerde otokorelasyonu kontrol etmek amacıyla LM testinden yararlanılmış ve test sonuçları Tablo 2. 7’de rapor edilmiştir. Test sonuçlarına bakıldığında VAR1, VAR2, VAR3, VAR4 ve VAR5 modellerinde uygun gecikme uzunluğunda  $H_0$  hipotezi %1 VAR6 modelinde ise %5 anlam düzeyinde reddedilememiş yani modellerde otokorelasyon sorunu olmadığına karar verilmiştir.

**Tablo 2.7.** LM Test Sonuçları

Modeller	LM	df	Prob.
VAR1	33.89555	25	0.1102
VAR2	25.20028	25	0.4512
VAR3	27.55842	25	0.3286
VAR4	28.88411	25	0.2688
VAR5	31.55021	25	0.1714
VAR6	36.19003	25	0.0688

H<sub>0</sub>: p gecikmede otokorelasyon sorunu yoktur.

Zaman serileriyle yapılan analizlerde ortaya çıkabilecek bir diğer sorun değişen varyansdır. Hata terimlerinin varyansının sabit ve aralarındaki kovaryansın sıfır olması hata terimlerinin önemli varsayımlarından biridir. Değişen varyans (Heteroskedastisite), hata terimi varyansının açıklayıcı değişkenlerdeki değişime bağlı olarak değişmesi durumudur. Değişen varyansın varlığı durumunda EKK tahmincileri minimum varyanslı olma şartını ihlal eder ve bu durumda t ve F istatistikleri güvenilirliğini yitirir. Çalışmada ele alınan modellerde değişen varyans sorununu kontrol etmek için White testinden yararlanılmıştır. White testine ilişkin hipotezler aşağıdaki gibidir;

H<sub>0</sub>: Hata terimi sabit varyanslıdır.

H<sub>1</sub>: Hata terimi değişen varyanslıdır.

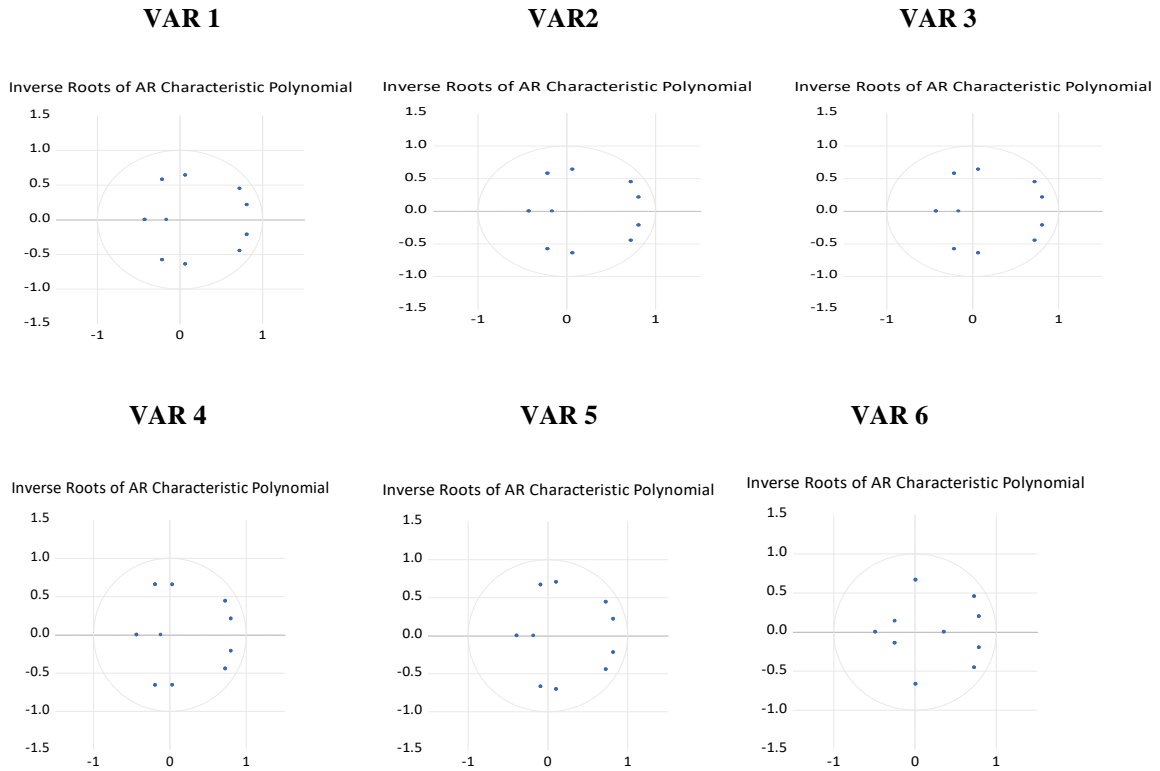
Burada hesaplanan Chi-sq istatistiği tablo değerinden daha büyük ise H<sub>0</sub> hipotezi reddedilir ve değişen varyans problemi olduğu tespit edilir. Tablo 2. 8'de yer alan White değişen varyans test sonuçlarına göre altı VAR modelinde de H<sub>0</sub> hipotezi %10, %5 ve %1 anlam düzeyinde reddedilememiş yani bu modellerde değişen varyans problemi olmadığı tespit edilmiştir.

**Tablo 2.8.** White Test Sonuçları

Modeller	Chi-sq	df	Prob.
VAR1	389.3883	375	0.2935
VAR2	394.4245	375	0.2353
VAR3	364.4666	375	0.6420
VAR4	392.4699	375	0.2570
VAR5	399.7512	375	0.1817
VAR6	385.3518	375	0.3450

Çok değişkenli VAR modellerinde durağanlık koşulu, tek değişkenli zaman serilerinin genelleştirilmiş şeklini yansıtmaktadır. Bu doğrultuda modelin karakteristik denklemleri kullanılmaktadır. Eğer karakteristik polinomun ters kökleri birim çember

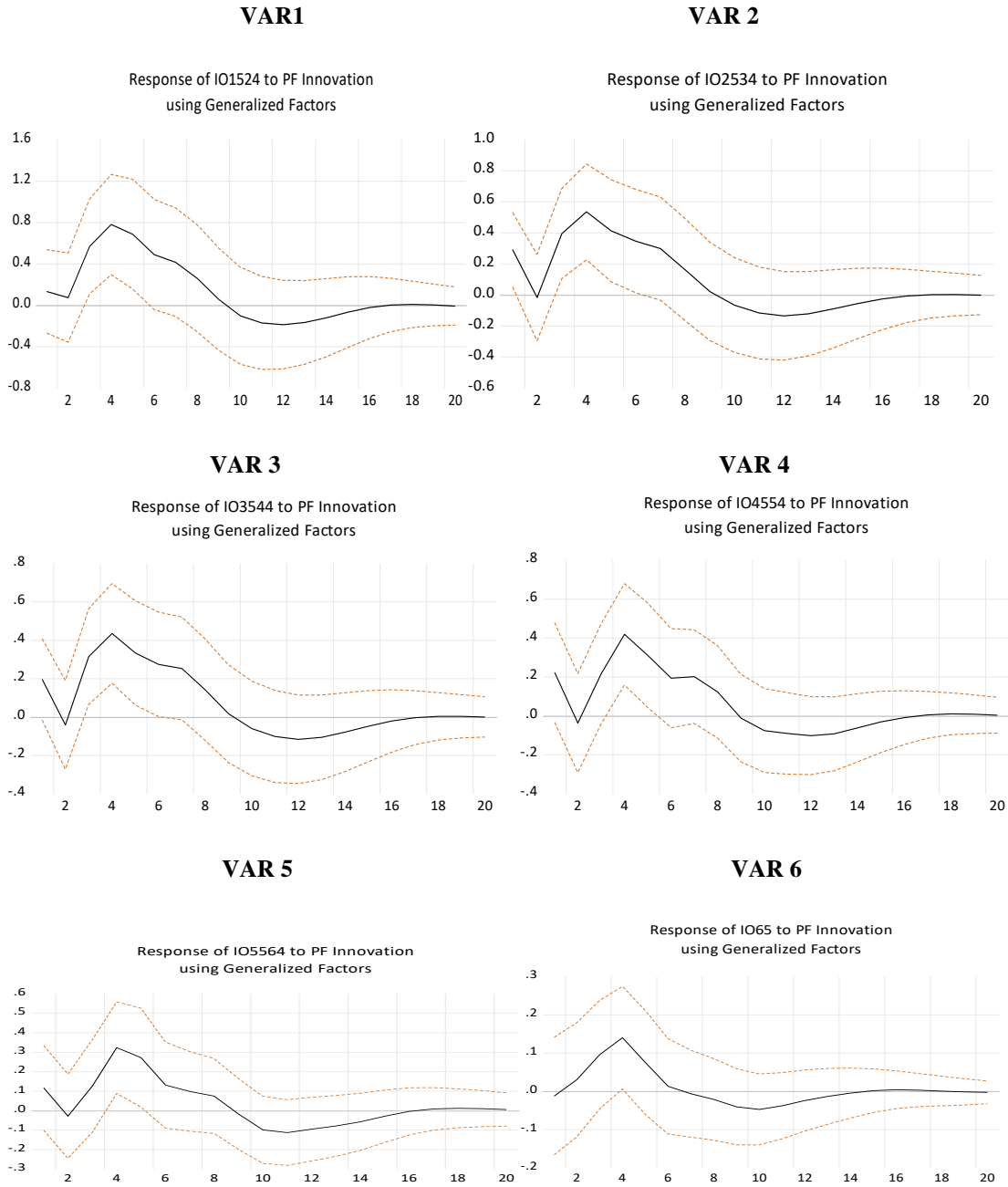
içerisinde kalıyorsa sürecin durağan olduğu sonucuna ulaşılır (Sevüktekin ve Çınar: 2018;499-500). Şekil 2. 1'e göre otoregresif karakteristik polinomunun ters kökleri tüm modellerde de birim çember içerisinde kalmaktadır. Yani 6 VAR modelinin de durağanlık şartlarını sağladığı ve kararlı bir süreç izlediği görülmektedir.



**Şekil 2.1.** AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri

VAR sisteminde yer alan değişkenler arasındaki karşılıklı ilişkiyi incelemek için kullanışlı bir yöntem etki–tepki fonksiyonlarıdır. Çalışmada değişkenlerin sıralamasına duyarlı olmayan genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarından (GIRF)<sup>15</sup> yararlanılmıştır. Sırasıyla VAR 1, VAR 2, VAR 3, VAR 4, VAR 5 ve VAR 6 modellerinde politika faizine (PF) verilen bir standart hatalık şok karşısında işsizlik oranlarının (15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64, 65+) verdiği tepkiyi gösteren etki-tepki fonksiyonları Şekil 2. 2'de yer almaktadır.

<sup>15</sup> Koop vd. (1996) Pesaran ve Shin (1998) tarafından ileri sürülmüştür.



**Şekil 2.2.** Etki Tepki Fonksiyonları

Şekil 2. 2' nin ilk paneli yani (VAR 1) para politikasında (PF) meydana gelen bir standart sapmalı pozitif şokun 15-24 yaş arası işsizlik oranı (İO1524) üzerinde yarattığı etkiyi göstermektedir. Para politikasında meydana gelen pozitif bir şok ilk iki çeyrek 15-24 yaş arası işsizlik oranı üzerinde herhangi bir etki yaratmazken üçüncü çeyreğin ortasından altıncı çeyreğe kadarki dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. Altıncı çeyrekte sonra ise istatistiksel olarak

anlamlılığını yitirmektedir. Yani daraltıcı para politikası 15-24 yaş arası bireylerin işsizlik oranını 3 dönem pozitif olarak etkilemektedir.

Şeklin ikinci paneli (VAR 2) para politikasında meydana gelen bir standart sapmalı pozitif şokun 25-34 yaş arası işsizlik oranına (İO2534) etkisini göstermektedir. Şekle bakıldığında para politikasında meydana gelen bir artışın üçüncü çeyreğin başından yedinci çeyreğe kadar 25-34 yaş arası işsizlik oranını arttırdığı görülmektedir. Yedinci çeyrekte ise istatistiksel olarak anlamlı bir etki oluşturmamaktadır.

VAR 3 yani şeklin üçüncü paneli para politikasındaki pozitif bir şokun 35-44 yaş arası bireylerin işsizlik oranı üzerindeki etkisini göstermektedir. Şekle göre politika faizinde meydana gelen pozitif bir şok İO3544 değişkeninin üçüncü çeyreğin başından yedinci çeyreğin başına kadar artmasına neden olmaktadır. Yani daraltıcı para politikası 35-44 yaş arası kişilerin işsizlik oranını dört çeyrek boyunca artırmakta ve sonrasında bu etki ortadan kaybolmakta yani istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmektedir.

Benzer şekilde dördüncü panel para politikası faiz oranındaki pozitif bir şokun 45-54 yaş arası bireylerin işsizlik oranını üçüncü çeyrek ile beşinci çeyrek arası yani iki dönem pozitif etkilediğini ve daha sonra etkinin kaybolduğunu göstermektedir. Beşinci panel ise para politikasındaki bir standart sapmalı pozitif şokun 55-64 yaş arası bireylerin işsizlik oranını yalnızca bir çeyrek etkilediğini yani dördüncü çeyrekte beşinci çeyreğin başına kadar etki yarattığını ve sonrasında etkinin anlamlılığını yitirdiğini göstermektedir. Altıncı ve son panel ise beklentilerle uyumlu bir şekilde, panel para politikasındaki şokun 65 yaş üstü bireylerin işsizlik oranı üzerinde anlamlı bir etki yaratmadığını göstermektedir.

Özetle etki-tepki fonksiyonları, daraltıcı para politikasının 10'ar yıllık yaş aralıkları ile analiz edilen işsizlik oranlarından en fazla 25-34 ve 35-44 yaş arası grubu etkilediğini göstermektedir. Yaşlanma arttıkça para politikasının işsizlik üzerindeki etkisi de azalmaktadır. 65 yaş üstü grup ise para politikasının işsizlik üzerindeki etkisine duyarsızdır.

Etki tepki fonksiyonlarından sonra sistemdeki değişkenlerin karşılıklı ilişkilerini analiz etmeye elverişli bir yaklaşım olan öngörü hata varyans ayrıştırmasından yararlanılmıştır. Değişkenlerin öngörü hata varyansının ne kadarının kendisinden ne kadarının sistemdeki diğer değişkenlerdeki dışsal şoklardan kaynaklandığını gösteren öngörü hata varyans ayrıştırmasında genellikle Sims (1980) tarafından ortaya atılan ve

değişkenlerin sıralamasına duyarlı olan Cholesky ayrıştırmasından yararlanılmaktadır. Ancak çalışmada değişkenlerdeki sıralamaya duyarlı olmayan Lanne ve Nyberg (2016) tarafından önerilen GFEVD (genelleştirilmiş varyans ayrıştırması)'den faydalanılmış ve sonuçlar Tablo 2. 9' da verilmiştir.

**Tablo 2.9.** Varyans Ayrıştırması (VAR1)

İO1524 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	IO1524	PF	LRDGP	INF	LPE
1	97.37580	0.929208	0.032891	1.657343	0.004760
2	69.22308	0.857342	16.55984	1.185272	12.17447
3	56.07112	10.33244	17.96647	1.710334	13.91963
4	46.67344	23.48831	15.95657	1.412270	12.46941
5	42.12781	30.88591	14.28651	1.326974	11.37280
6	39.32532	33.30360	13.91299	1.837906	11.62018
7	37.68107	35.02970	13.52940	1.978403	11.78143
8	37.11532	35.76123	13.35671	1.951457	11.81528
9	36.86340	35.57953	13.42363	1.999822	12.13362

İlk olarak VAR1 modelinde yani 15-24 yaş arası işsizlik oranının ele alındığı modelde, ilk çeyrekte öngörü hata varyansının %97, 37'si İO1524 değişkeninin kendisinde meydana gelen dışsal şoklar tarafından açıklanırken, açıklanamayan %2, 63'lük kısmın %0, 92'si PF, %0, 03'ü LRGDP, %1, 65'i İNF ve son olarak %0, 004'ü LPE değişkeninde meydana gelen dışsal şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani ilk dönem 15-24 yaş işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen dışsal şoktan sonra en fazla açıklayan enflasyon oranı iken, ikinci ve üçüncü dönem en fazla açıklayan kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasılda meydana gelen genel şoklar olmuştur. Dördüncü dönemden dokuzuncu döneme kadar ise politika faizi işsizlik oranının öngörü hata varyansını en fazla açıklayan değişken olmuştur. Dokuzuncu dönemin sonunda İO1524'ün öngörü hata varyansının %36, 86'sı kendisinde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanırken, %35, 57'si PF, %13, 42'si LRGDP, %1, 99'u İNF ve %12, 13'ü LPE' de meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanmaktadır. Kısaca dokuzuncu dönemin sonunda 15-24 yaş arası işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan değişkenler sırası ile politika faizi, kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasıla, çalışan başına üretim verimliliği ve son olarak enflasyon oranında meydana gelen dışsal şoklardır.

**Tablo 2.10. Varyans Ayrıştırması (VAR2)**

İO2534 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	İO2534	PF	LRGDP	INF	LPE
1	81.15483	9.865783	0.869097	7.334728	0.775557
2	70.40102	8.585236	10.83609	7.526873	2.650782
3	60.37928	19.26066	10.06278	6.105871	4.191413
4	50.29997	31.27669	8.996943	5.036225	4.390175
5	46.74830	36.04551	8.235236	4.732670	4.238286
6	44.61663	37.80711	7.838332	5.143023	4.594904
7	43.55203	39.34637	7.358225	5.307534	4.435840
8	43.17151	39.75606	7.271086	5.229170	4.572168
9	42.85613	39.44616	7.421967	5.216585	5.059159

VAR 2 modeli 25-34 yaş arası işsizlik oranının öngörü hata varyans ayrıştırmasını vermektedir. İO2534'ün öngörü hata varyansının birinci dönemde %81.15'i kendisinde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanırken, açıklanamayan %18.85'lik kısmın yarısı yani %9.86'sı PF, %0.86'sı LRGDP, %7.33'ü İNF ve %0.77'si LPE'de meydana gelen şoklardan. Özetle birinci dönemde 25-34 yaş işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen dışsal şoktan sonra en fazla açıklayan politika faizi iken, ikinci enflasyon, üçüncü kişi başı reel gayri safi yurtiçi hasıla ve son olarak verimlilik olmuştur. Dokuzuncu dönemin sonunda İO2534'ün öngörü hata varyansının %42.85'i kendisinde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanırken, %39.44'ü PF, %7.42'si LRGDP, %5.21'i İNF ve son olarak %5.05'i LPE değişkeninde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanmaktadır. Yani dokuzuncu çeyrekte 25-34 yaş arası işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan değişkenler sırası ile politika faizi, kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasıla, enflasyon oranı ve çalışan başına üretim verimliliğinde meydana gelen dışsal şoklar olmuştur.



**Tablo 2.11. Varyans Ayrıştırması (VAR3)**

İO3544 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	İO3544	PF	LRDGP	İNF	LPE
1	83.03664	6.068402	1.199811	8.252778	1.442366
2	67.64723	5.099223	11.95162	8.324865	6.977063
3	56.39406	14.58516	11.84723	8.750769	8.422787
4	46.67344	26.63034	11.36793	7.278629	8.049656
5	43.19521	31.45761	10.52151	6.970828	7.854837
6	40.68375	33.52036	10.30190	7.145868	8.348128
7	39.35729	35.67716	9.753404	7.178748	8.033397
8	38.90372	36.34872	9.613480	7.080757	8.053325
9	38.62002	36.08641	9.750314	7.058193	8.485063

Yukarıdaki tablo 35-44 yaş aralığına ait işsizlik oranının öngörü hata varyans ayrıştırmasını vermektedir. VAR 3 modelinde birinci dönem öngörü hata varyansının %83.03'ü İO3544'ün kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, kalan %16.97'lik kısmın %6.06'sı PF, %1.19'u LRGDP, %8.25'i İNF ve %1.44'ü LPE'de meydana gelen dışsal şoklardan kaynaklanmaktadır. Yani birinci dönemin sonunda 35-44 yaş işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan sırasıyla enflasyon, politika faizi, verimlilik iken sonuncu kişi başı reel gayri safi yurtiçi hasıla ve olmuştur. İkinci dönem İO3544'ün öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan LRGDP iken üçüncü dönemde dokuzuncu döneme kadar bu PF olarak değişmiştir. Dokuzuncu dönemin sonunda İO3544'ün öngörü hata varyansının %38.62'si kendisinde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanırken, %36.08'i PF, %9.75'i LRGDP, %7.05'i İNF ve %8.48'i LPE değişkeninde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanmaktadır. Yani dokuzuncu çeyrekte 25-34 yaş arası işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan ilk değişken politika faizi, ikinci değişken kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasıla, üçüncü değişken çalışan başına üretim verimliliği ve son olarak ise enflasyon oranında meydana gelen dışsal şoklar olmuştur.

**Tablo 2.12. Varyans Ayrıştırması (VAR4)**

İO4554 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	IO4554	PF	LRDGP	INF	LPE
1	82.61650	5.314259	4.338309	3.044833	4.686096
2	78.02275	5.116941	7.503075	4.009390	5.347843
3	70.99546	8.882228	8.510549	4.743347	6.868415
4	61.32723	19.59840	8.082767	4.804200	6.187401
5	57.98152	23.92658	7.360044	5.065951	5.665905
6	55.45204	25.09941	7.888107	5.179620	6.380819
7	54.08185	26.68396	7.630306	5.321690	6.282190
8	53.68783	27.25123	7.557556	5.291371	6.212017
9	53.41731	27.12044	7.677873	5.307620	6.476759

VAR 4 modelinde 1. dönem öngörü hata varyansının %82.61'i İO4554 değişkeninin kendisinde, %5.31'i PF' de, %4.33'ü LRGDP' de, %3.04'ü İNF' de ve %4.68'i LPE' de meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanmaktadır. Dokuzuncu dönemin sonunda İO4554' ün öngörü hata varyansı %53.41'i kendisinde meydana gelen dışsal şoktan, %27.12' si PF, %7.67'si LRGDP, %5.30' u İNF ve %6.47'si ise LPE' de meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Kısaca dokuzuncu dönemin sonunda 45-54 yaş arası işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan politika faizi, ikinci olarak kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasıla, üçüncü çalışan başına üretim verimliliği ve dördüncü enflasyon oranındaki dışsal şoklar olmuştur.

**Tablo 2.13. Varyans Ayrıştırması (VAR5)**

İO5564 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	IO5564	PF	LRDGP	INF	LPE
1	87.18857	2.166389	3.062406	1.823687	5.758948
2	81.49403	2.078446	7.759517	1.847878	6.820132
3	70.02778	3.371168	11.51199	2.513036	12.57603
4	61.83852	13.15103	11.29708	2.337247	11.37612
5	58.22963	17.72539	10.46420	3.168993	10.41179
6	56.39244	18.41848	10.69196	3.791863	10.70526
7	55.24732	18.78882	10.82478	3.815179	11.32390
8	54.96911	19.13484	10.80479	3.798694	11.29256
9	54.89906	19.13335	10.79088	3.851548	11.32516

VAR 5 modelinde İO5564 değişkeninin birinci dönemde öngörü hata varyansının %87.18'i kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, geriye kalan %12.82'lik kısmın %2.16'sı PF, %3.06'sı LRGDP, %1.82'si İNF ve %5.75'i LPE' de meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanmaktadır. Yani ilk dönem 55-64 yaş arası

işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinden sonra en fazla açıklayan değişken çalışan başına üretim verimliliği iken ikinci değişken kişi başına reel gayri safi yurtiçi hasıladaki şoklar olmuştur. Dokuzuncu dönemin sonunda İO5564'ün öngörü hata varyansı %54.89'u kendisinde meydana gelen şok, %19.13'ü PF, %10.79'u LRGD, %3.85'i İNF ve %11.32'si ise LPE' de meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani dokuzuncu dönemin sonunda 55-64 yaş arası işsizlik oranının öngörü hata varyansı kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan PF' deki şoklar ve daha sonra sırasıyla LRGD ve İNF' de ki şoklar olmuştur.

**Tablo 2.14. Varyans Ayrıştırması (VAR6)**

İO65 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	İO65	PF	LRGD	İNF	LPE
1	93.22813	0.055171	0.183752	6.266202	0.266743
2	70.66801	0.281888	13.35912	5.276588	10.41440
3	63.78187	2.364332	15.05932	4.925857	13.86862
4	60.93825	6.568353	14.57772	4.686984	13.22870
5	60.43708	7.592353	14.21655	4.746968	13.00705
6	59.56667	7.504996	14.60548	4.675934	13.64691
7	59.06518	7.450651	14.70966	4.656539	14.11797
8	58.88261	7.521921	14.66548	4.757863	14.17213
9	58.53940	7.819329	14.58701	4.877743	14.17652

Son olarak VAR 6 modelinde birinci dönemde öngörü hata varyansının %93.22'si İO65'in kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, %0.05'i PF, %0.18'i LRGD, %6.26'sı İNF ve %0.26'sı LPE' de meydana gelen şoktan kaynaklanmaktadır. Dokuzuncu dönemin sonunda öngörü hata varyansı %58.53'ü İO65'in kendisinde meydana gelen dışsal şok, %7.81'i PF, %14.58'i LRGD, %4.87' si İNF ve %14.87'si ise LPE' de meydana gelen dışsal şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani dokuzuncu dönemin sonunda 65 yaş üstü işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan kişi başı reel gelir ve çalışan başına üretim verimliliği olmuştur.

Yaş gruplarına göre işsizlik oranlarının varyans ayrıştırması sonuçları etki-tepki fonksiyonları ile paralel olarak politika faizinden en fazla etkilenen işsizlik grubunun 25-34 yaş arası olduğunu göstermiştir. Bu grupların ardından en fazla etkilenen 34-44 ile 15-24 yaş arası grup iken, yaş ilerledikçe işsizlik oranlarının politika faizine vermiş olduğu tepki azalmaktadır. Özellikle 55-64 ve 65 yaş üzeri kişilerin işsizlik oranları çalışan kişi başına üretim verimliliği ve kişi başına reel gelire daha duyarlı hale

gelmektedir. Dolayısıyla genç ve orta kesim yaş gruplarının işsizlik kararları üzerinde politika faizi daha etkin iken ilerleyen yaş gruplarında kişilerin işsiz kalmaları üzerinde kişisel gelirleri ve üretim verimlilikleri belirleyici unsurdur. Bu doğrultuda hem etki-tepki fonksiyonları hem de varyans ayrıştırması sonuçlarına göre para politikasının işsizlik üzerindeki etkisinin 25-34 yaş arasındaki kişilerin işsizlik oranına daha fazla etki ettiğini yaş ilerledikçe bu etkinin azaldığını ve 65 yaş üstünde de etki etmediğini söylenebilir.

Bu aşamadan sonra para politikasının işsizlik üzerindeki etkisini en fazla gösterdiği demografik grup olan 25-34 yaşındaki bireylerin işsizlik oranları cinsiyete göre ayrılıp tekrar incelenmiştir. Bu analizde ele alınan işsizlik oranına yönelik bilgiler Tablo 2.15’de yer almaktadır. Diğer değişkenlerde (PF, LRGDP, İNF, LPE) herhangi bir farklılık olmadığından dolayı burada tekrar rapor edilmemiştir.

**Tablo 2.15.** Değişkenler, Tanım ve Kaynak 2

Değişkenler	Tanım	Kaynak
KİO2534	25-34 yaş arası kadın işsizlik oranı	İLO
EİO2534	25-34 yaş arası erkek işsizlik oranı	İLO

Tablo 2.16’da yer alan PP birim kök test sonuçlarına göre EİO2534 değişkeninin %10 anlamlılık düzeyinde  $H_0$  hipotezlerinin reddedildiği yani bu değişkenlerin sabitli düzeyde durağan olduğu, KİO2534 değişkeninin ise sabitli düzeyde durağan olmadığı tespit edilmiştir. Sabit ve trend içeren test sonuçlarına bakıldığında KİO2534 değişkeninin %1, EİO2534 değişkeninin %5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Değişkenlerin birinci farkı I(1) alındığında ise %1 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 2.16.** PP Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	SABİT		SABİT ve TREND		1.Fark	
	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.	Lag	PP Test İst.
KİO2534	4	-2.561026	1	-4.576582***	19	-17.20319***
EİO2534	5	-2.787656*	28	-3.594869**	32	-9.751518***
<b>Mac Kinnon Kritik Değerler</b>						
%1	-3.577723		-4.165756		-3.581152	
%5	-2.925169		-3.508508		-2.926622	
%10	-2.600658		-3.184230		-2.601424	
Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West Bandwidth kriteri dikkate alınmıştır.						

Tablo 2. 17’de yer alan KPSS birim kök test sonuçlarına göre ise tüm değişkenlerin ya sabitli ya da sabit ve trend içeren modelde durağan olduğu görülmektedir. Tüm değişkenlerin birinci farkı I(1) alındığında ise tamamının KİO2534 ve EİO3544’ün %1, EİO2534 ve EİO3544’ün ise %5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 2.17.** KPSS Birim Kök Test Sonuçları

DEĞİŞKENLER	Sabit		Sabit ve Trend		1.Fark	
	Lag	KPSS Test İst.	Lag	KPSS Test İst	Lag	KPSS Test İst
KİO2534	5	0.671485*	4	0.157716*	14	0.174362***
EİO2534	5	0.301591***	5	0.197344*	37	0.372880**
<b>Asimtotik Kritik Değerler</b>						
<b>%1</b>	0.739000		0.216000		0.739000	
<b>%5</b>	0.463000		0.146000		0.463000	
<b>%10</b>	0.347000		0.119000		0.347000	
Not: Band genişliğinin saptanmasında Newey-West using Barlett Kernell kullanılmıştır.						

Çalışmanın bu kısmında politika faizinin 25-34 yaş arası kadın ve erkeklerin işsizlik oranları üzerindeki etkisini ölçmek için her biri beş içsel değişken ve 3 dışsal değişken oluşan iki adet VAR modeli kurulmuştur. İlk ele alınan yani 25-34 yaş kadın işsizlik oranını dikkate alan VAR7(p) denklemi aşağıdaki gibidir;

$$KİO2534_t = \alpha_{10} + \sum_{j=1}^p a_{11j} KİO2534_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{11j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{11j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{11j} İNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{11j} LPE_{t-j} + \gamma_{11} T + \omega_{11} D + \mathbb{I}_{11} DT + \epsilon_{1t} \quad (2.6)$$

$$PF_t = \alpha_{20} + \sum_{j=1}^p a_{21j} KİO2534_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{21j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{21j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{21j} İNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{21j} LPE_{t-j} + \gamma_{21} T + \omega_{21} D + \mathbb{I}_{21} DT + \epsilon_{2t} \quad (2.7)$$

$$LRGDP_t = \alpha_{30} + \sum_{j=1}^p a_{31j} KİO2534_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{31j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{31j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{31j} İNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{31j} LPE_{t-j} + \gamma_{31} T + \omega_{31} D + \mathbb{I}_{31} DT + \epsilon_{3t} \quad (2.8)$$

$$İNF_t = \alpha_{40} + \sum_{j=1}^p a_{41j} KİO2534_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{41j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{41j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{41j} İNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{41j} LPE_{t-j} + \gamma_{41} T + \omega_{41} D + \mathbb{I}_{41} DT + \epsilon_{4t} \quad (2.9)$$

$$LPE_t = \alpha_{50} + \sum_{j=1}^p a_{51j} KİO2534_{t-j} + \sum_{j=1}^p \theta_{51j} PF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{51j} LRGDP_{t-j} + \sum_{j=1}^p \mu_{51j} İNF_{t-j} + \sum_{j=1}^p \lambda_{51j} LPE_{t-j} + \gamma_{51} T + \omega_{51} D + \mathbb{I}_{51} DT + \epsilon_{5t} \quad (2.10)$$

burada “ $\epsilon_t$ “ terimlerini, “p” ler uygun gecikme uzunluklarını, “T” trend, “D” sabitte kırılmayı, “DT” ise sabitte ve trendde kırılmayı ifade eden kukla değişkenlerdir. VAR 8(p) modeli 25-34 yaş arası erkek işsizlik oranlarını dikkate alacak şekilde oluşturulmuştur. Dolayısıyla bu model sadece işsizlik oranları verisiyle VAR 7(p)’ den ayrılacaktır. Bu nedenle VAR 8 modelinin denklemleri tekrar rapor edilmemiştir.

Optimum gecikme uzunluğunu tüm modellerde “2 “ olarak belirlenmiştir. Bu gecikme uzunlukları ile tahmin edilen modellerde otokorelasyonun varlığı LM testi ile kontrol edilmiş, modellerde otokorelasyon problemi olmadığı tespit edilmiş ve sonuçlar Tablo 2. 18’ de verilmiştir.

**Tablo 2.18.** LM Test Sonuçları

Modeller	LM	df	Prob.
VAR7	25.72879	25	0.4222
VAR8	26.76767	25	0.3676

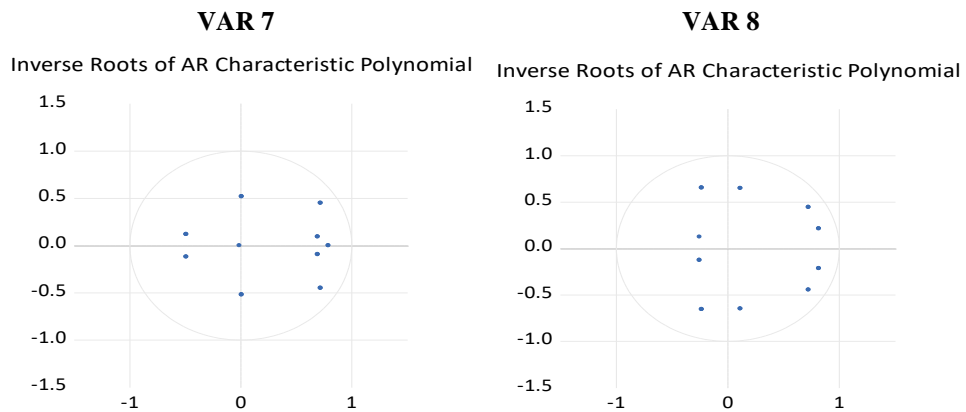
H<sub>0</sub>: p gecikmede otokorelasyon sorunu yoktur.

Tablo 2. 19’de yer alan White değişen varyans test sonuçlarına göre iki VAR modelinde de H<sub>0</sub> hipotezi hiçbir anlam düzeyinde reddedilememiş, modellerde değişen varyans problemi olmadığı tespit edilmiştir.

**Tablo 2.19.** White Test Sonuçları

Modeller	Chi-sq	df	Prob.
VAR7	357.4969	360	0.5274
VAR8	388.5596	375	0.3038

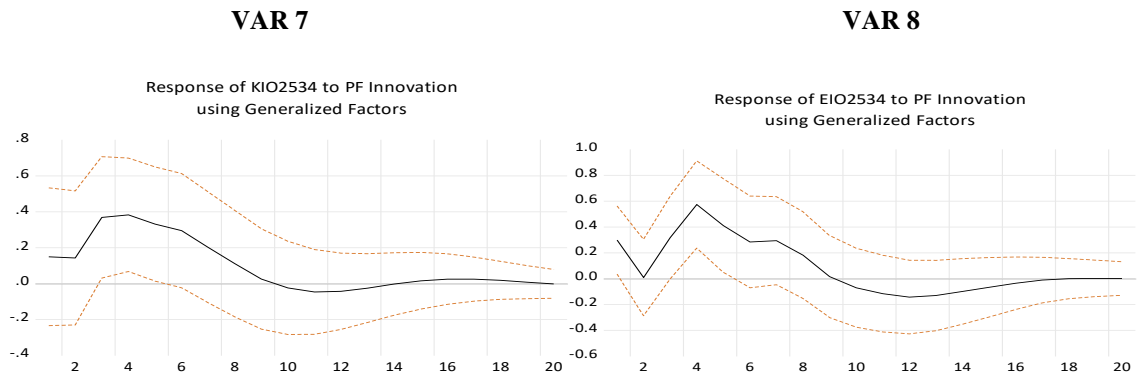
Şekil 2. 3’de iki VAR modeline ilişkin otoregresif karakteristik polinomunun ters köklerinin çember içinde kaldığı dolayısıyla bu modellerin durağanlık şartını sağladığı ve kararlı bir süreç izlediği görülmektedir.



**Şekil 2.3.** AR Karakteristik Polinomun Ters Kökleri

Şekil 2. 4’ de yer alan etki- tepki fonksiyonları VAR 7 ve VAR 8 modellerinde politika faizine (PF) verilen bir standart sapmalı şok karşısında 25- 34 yaş arası kadın ve erkek işsizlik oranlarının verdiği tepkiyi göstermektedir.

Şekil 2. 4'ün ilk paneli yani VAR 7 para politikasında (PF) meydana gelen bir standart sapmalı pozitif şokun 25-34 yaş arası kadın işsizlik oranı (KİO2534) üzerinde yarattığı etkiyi göstermektedir. Para politikasında meydana gelen pozitif bir şok ilk iki çeyrek 25-34 yaş arası kadın işsizlik oranı üzerinde herhangi bir etki yaratmazken üçüncü çeyreğin başından beşinci çeyreğe kadarki dönemde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmaktadır. Beşinci çeyrekte istatistiksel olarak anlamlılığını yitirmektedir. Şeklin ikinci paneli yani VAR 8 modeli ise para politikasında meydana gelen bir standart sapmalı pozitif şokun 25-34 yaş arası erkek işsizlik oranı (EİO2534) üzerinde yarattığı etkiyi göstermektedir. Bu etki yine 3 ila 5 arası dönemi kapsamakla birlikte etkinin boyutunun açık bir şekilde kadın işsizlik oranından daha fazla olduğu görülmektedir.



**Şekil 2.4.** Etki Tepki Fonksiyonları

Tablo 2.20'de VAR 7 ve VAR 8 modellerine ait genelleştirilmiş varyans ayrıştırması sonuçları yer almaktadır. Tablonun ilk panelinde yani VAR 7' de birinci çeyrekte KİO2534 değişkeninin öngörü hata varyansının %81.59'u kendisinde, %1.07'si PF' de, %9.49'u LRGDP' de, %0.18'i İNF' de ve %7.66'sı LPE' de meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanmaktadır. Dokuzuncu dönemin sonunda KİO2534' ün öngörü hata varyansı %54.86'sı kendisinde meydana gelen dışsal şoktan, %17.54' ü PF, %13.86'sı LRGDP, %2.44' ü İNF ve %11.28'i ise LPE' de meydana gelen şoklar tarafından açıklanmaktadır. Kısaca ilk dört çeyrek 25-34 yaş arası kadın işsizliğindeki öngörü hata varyansını açıklamada kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasıla önemli iken dördüncü dönemden sonra politika faizi etkili olmuştur. Ancak dokuzuncu dönemin sonunda hem politika faizi hem kişi başı reel gayrisafi yurtiçi hasıla hem de çalışan kişi başına üretim verimliliği 25-34 yaş arası kadın işsizlik oranının öngörü hata varyansını açıklamada önemli yer almaktadır.

**Tablo 2.20. Varyans Ayrıştırması (VAR7)**

<b>KİO2534 değişkeninin varyans ayrıştırması</b>					
<b>Dönem</b>	<b>KİO2534</b>	<b>PF</b>	<b>LRDGP</b>	<b>İNF</b>	<b>LPE</b>
<b>1</b>	81.59225	1.070779	9.491108	0.185735	7.660131
<b>2</b>	75.90616	1.903284	12.69018	1.276979	8.223395
<b>3</b>	71.28775	7.154595	12.53315	1.150209	7.874293
<b>4</b>	65.78790	12.02782	12.70399	1.072744	8.407541
<b>5</b>	61.98309	15.15940	12.47465	1.734866	8.648001
<b>6</b>	58.21219	17.05007	12.89030	2.176441	9.671003
<b>7</b>	56.40000	17.74742	13.16185	2.452881	10.23785
<b>8</b>	55.33334	17.73709	13.57662	2.478556	10.87439
<b>9</b>	54.86123	17.54386	13.86455	2.449642	11.28072

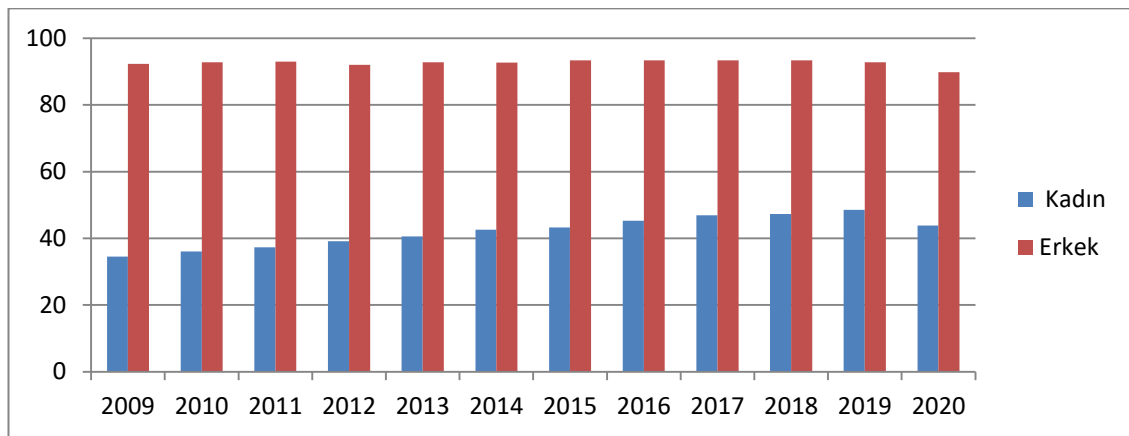
Son olarak VAR 8 modelinde birinci dönemde öngörü hata varyansının %78.78'i EİO2534'ün kendisinde meydana gelen şoktan kaynaklanırken, %8.35'i PF, %3.18'si LRGDP, %6.42'si İNF ve %2.60'ı LPE 'de meydana gelen şoktan kaynaklanmaktadır. Dokuzuncu dönemin sonunda öngörü hata varyansı %44.37'si EİO2534'ün kendisinde meydana gelen dışsal şoktan kaynaklanırken kalan %55.63'lük kısmın %35.02'si PF, %9.11'i LRGDP, %5.67' si İNF ve %5.80'si ise LPE' de meydana gelen dışsal şoklar tarafından açıklanmaktadır. Yani dokuzuncu dönemin sonunda 25-34 yaş arası erkek işsizlik oranının öngörü hata varyansını kendisinde meydana gelen şoktan sonra en fazla açıklayan politika faizi iken, ikinci kişi başı reel gelir, üçüncü enflasyon oranı ve son olarak çalışan başına üretim verimliliği olmuştur. Bu doğrultuda erkek işsizlik oranını açıklamada kişi başına reel gayrisafi yurtiçi hasıla ile çalışan kişi başına üretim verimliliği daha az önemli iken bu oran kadın işsizliğinde daha yüksektir. Yani kadınların işsizliğini etkileyen faktör olarak kişi başına gelir ve verimlilik önemli bir unsurdur. Reel gelirden meydana gelen bir artış erkeklere kıyasla daha fazla kadının istihdam edilmesine yol açarken, yani kadın işsizlik oranını daha fazla düşürürken, reel gelir düşmesi ise daha fazla kadının işsiz kalmasına neden olmaktadır. Benzer şekilde verimlilikteki bir artış daha fazla kadına istihdam sağlarken, verimlilikteki bir düşüş ise daha fazla kadının işsiz kalmasına yol açmaktadır.



**Tablo 2.21. Varyans Ayrıştırması (VAR8)**

EİO2534 değişkeninin varyans ayrıştırması					
Dönem	EİO2534	PF	LRDGP	INF	LPE
1	78.78571	8.359738	3.826916	6.426975	2.600664
2	73.34100	7.590103	10.32084	5.886068	2.861980
3	62.55374	13.74954	11.28050	7.136360	5.279859
4	51.25192	27.77520	10.42272	5.524033	5.026126
5	48.67643	32.19453	9.183195	5.500900	4.444947
6	46.32073	32.82249	9.644933	5.627585	5.584263
7	45.14301	34.54501	9.130490	5.742133	5.439361
8	44.70011	35.27596	8.982031	5.661350	5.380543
9	44.37948	35.02389	9.114580	5.672109	5.809946

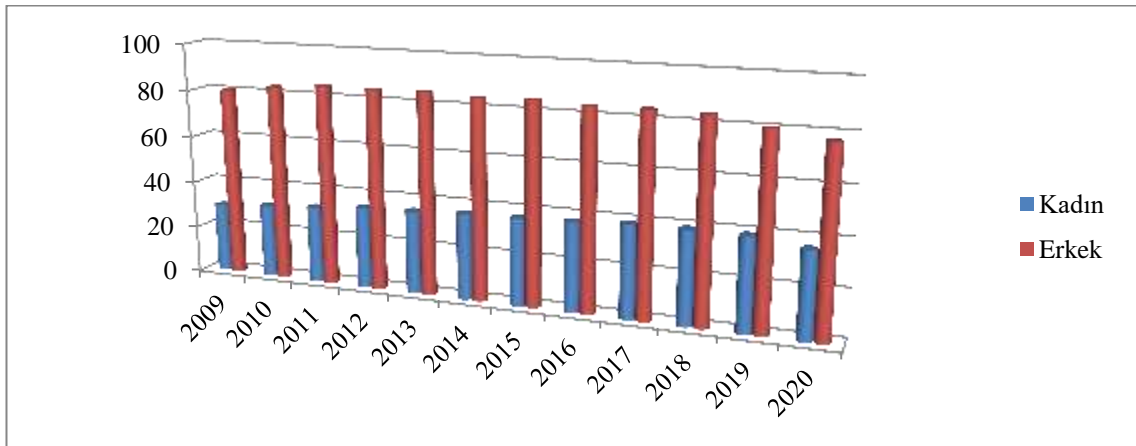
Kısaca hem etki-tepki fonksiyonları hem de varyans ayrıştırması politika faizinden 25-34 yaş arası erkek işsizlik oranının kadınlara kıyasla daha fazla etkilendiğini göstermektedir. Diğer bir deyişle ekonomi bir resesyona girdiğinde ilk gözden çıkarılacak kesim yani işsiz kalacak kesim erkeklerdir. Kadınların erkeklere kıyasla politika faizine tepkisinin daha düşük olmasının nedenlerinden biri 25-34 yaş arası kadınların iş gücüne katılım oranının erkeklere kıyasla çok düşük olmasıdır. Grafik 2.3 bu oranlarla ilgili farkı net bir şekilde göstermektedir. Grafığe bakıldığında 2009- 2020 yılları arasında 25-34 yaş arası erkeklerin iş gücüne katılımı %90 civarında dalgalanırken bu oran kadınlarda daima %50'nini altında kalmış ve en yüksek 2019 yılında %48 seviyesine çıkmış ve daha sonra tekrar düşüşe geçmiştir. Bu doğrultuda faiz oranlarında meydana gelen bir artışın yatırımları düşürmesi, üretimin azalması ve işsizlik oranını attırması üzerinde oluşturduğu etkinin iş gücü piyasasında daha yüksek oranda yer alan erkekleri etkilemesi beklentilerle uyumludur.



Kaynak: İLO, 25.05.2023

**Grafik 2.3. 25-34 Yaş Arası Kadın ve Erkek İşgününe Katılım Oranı**

25-34 yaş arası kadın işsizliğinin erkeklere kıyasla faiz oranlarına daha az etkilenmesinin bir diğer nedeni ise bu yaş grubundaki kadınların istihdamının, erkeklerin istihdam oranlarından daha düşük olmasıdır. İLO rakamlarından faydalanılarak oluşturulan Grafik 2.4, 25-34 yaş arası kadın ve erkek istihdam oranlarını göstermektedir. Bu yaş grubundaki kadın ve erkeklerin istihdam oranları arasındaki fark iş gücüne katılım oranları ile benzerlik göstermektedir. Grafik 2.4, 25-34 yaş arası erkeklerin %90'ının iş gücü piyasasında yer aldığını gösterirken aşağıdaki grafik bu kişilerin yaklaşık %80'inin istihdam edildiğini göstermektedir. Benzer şekilde 25-34 yaş arası kadınların yaklaşık %45'i iş gücü piyasasında yer alırken bu kesimin istihdam oranı da en fazla %39'lara çıkmıştır. Kısacası 25-34 yaş arası kadınların yarısından azı iş gücü piyasasında yer alırken, iş gücü piyasasındaki kadınların da yaklaşık 3 kişiden 1'i istihdam edilmektedir ki bu oran erkeklerin çok altındadır. Dolayısıyla faizlerdeki artışın yatırımlar üzerinde yarattığı olumsuz etkinin, yani yatırımların düşmesinin iş gücü piyasasına etkisi erkekler üzerinde daha fazla hissedilecektir. Yani yatırımlarda azalma ve ekonomide bir küçülme meydana geldiğinde işten çıkarma durumları, iş gücü piyasasında oranca daha fazla olan erkekler üzerinde daha büyük etki yaratacak dolayısıyla erkek işsizlik oranı kadınlara kıyasla daha fazla tepki gösterecektir.

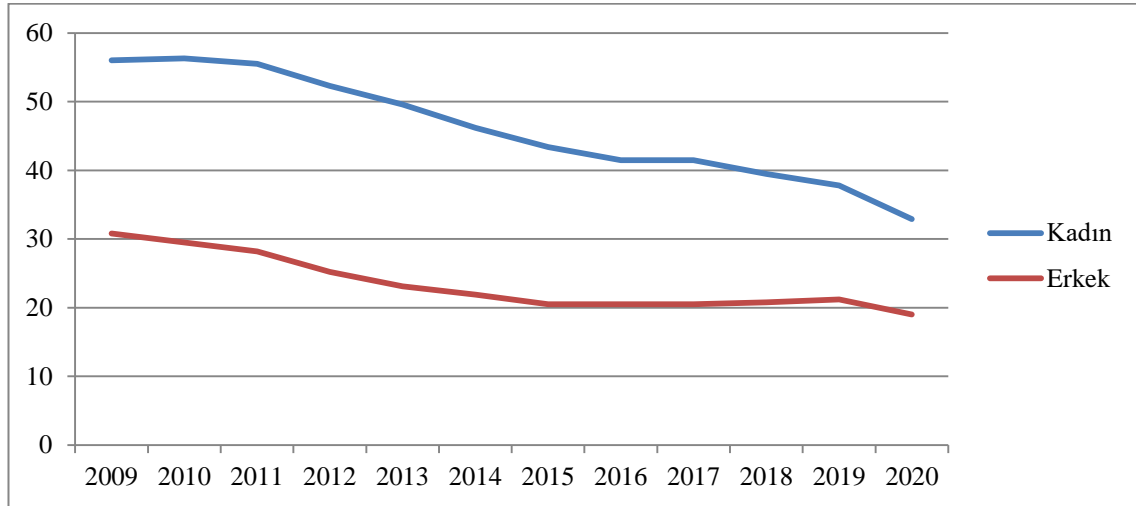


Kaynak: İLO, 25.05.2023

**Grafik 2.4.** 25-34 Yaş Arası Kadın ve Erkek İstihdam Oranı

Kadınların erkeklere oranla kayıt dışı sektörelere daha fazla istihdam edilmesi, bu kadınların iş gücü piyasasına yönelik hesaplamaların dışında kalmasına, dolayısıyla para politikasından görünüşte daha az etkilenmesine yol açmaktadır. Bu durum grafik

2.5 'de açık bir şekilde gösterilmektedir.<sup>16</sup> Özellikle 2009-2011 yılları arasında kadınlarda kayıt dışı istihdam oranı %60'lara yakın iken erkeklerde bu oran %30 civarında seyretmiştir. 2011 yılından itibaren kadınlarda kayıt dışı istihdam oranı erkeklere yakınsasada 2020 yılında aradaki fark hala ciddi boyutlarda seyretmektedir.

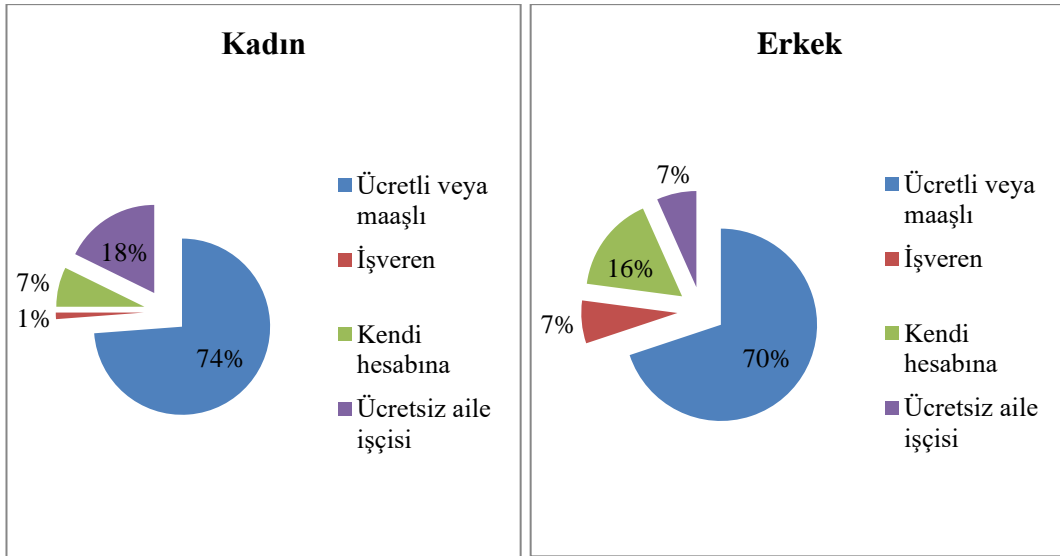


Kaynak: İLO, 25.05.2023

### Grafik 2.5. 25-54 Yaş Arası Kadın ve Erkek Kayıt Dışı İstihdam Oranları

25-34 yaş arası kadının işteki durumu, para politikasından daha az etkilenmesinin nedenlerinden bir diğeridir. TÜİK rakamlarından hesaplanarak elde edilen 2009- 2020 dönemine ait 25-34 yaş arası kadın ve erkeklerin işteki durumu Grafik 2.6 aracılığı ile gösterilmektedir. 25-34 yaş arası kadınların %74'ü ücretli ve maaşlı işlerde çalışırken, geriye kalan en yüksek çalışma oranı %18 ile ücretsiz aile işçisi statüsündedir. Kadınların %7'si kendi hesabına ve %1'lik kısmı ise işe veren olarak iş gücü piyasasında yer almaktadır. Benzer şekilde grafiğin ikinci paneli 25-34 yaş arası erkeklerin işteki durumunu göstermektedir. Grafiğe bakıldığında erkeklerin işteki durumunun kadınlarınkinden farklı bir seyir izlediği görülmektedir. Erkeklerde ücretli veya maaşlı çalışanların oranı %70, kendi hesabına çalışanların %16, ücretsiz aile işçisi olarak çalışanların %7 ve işverenlerin %7 olarak gerçekleşmiştir. Burada erkeklerin ücretsiz aile işçisi olarak çalıştıkları oran kadınlarınkinin yarısından daha düşüktür. Dolayısıyla istihdam edilen kadınlarda ücretsiz aile işçisi statüsünde çalışanların oranının erkeklere kıyasla yüksek olması yine para politikasının işsizlik üzerindeki etkisinin kadınlar üzerinde düşük olmasına yol açmaktadır.

<sup>16</sup> İLO veri setinde 25-34 yaş arası kayıt dışı istihdam verileri olmadığından dolayı 25-54 yaş arası grup rapor edilmiştir.



Kaynak: TÜİK, 25.05.2023

**Grafik 2.6.** 25-34 Yaş Arası Kadın ve Erkeklerin İşteki Durumu

Özetlemek gerekirse 25-34 yaş arası kadın işsizlik oranının erkeklere kıyasla para politikasına daha az tepki vermesi, kadının iş gücü piyasasında yeterince yer alamaması, iş gücü piyasasına giren kadınların ise önemli bir kısmının istihdam edilememesi ve kayıt dışı istihdam edilmesinden kaynaklıdır. İstihdam edilen kadınların ücretsiz aile işçisi statüsünde çalışmaları bu kadınların işsizlik oranının para politikasına karşı daha tepkisiz hale gelmesine neden olmaktadır.

## 2.5. Analiz Bulguları ve Değerlendirme

Bu bölümün giriş kısmında (2.1) tartışıldığı gibi, para politikasının etkileri konusunda iktisat yazınında fikir ayrılıkları bulunmaktadır. Klasik iktisatçılar parasal değişkenlerin reel değişkenleri etkilemediği, paranın yansız olduğu ve dolayısıyla para politikasının etkin olmadığını savunmaktadır. Buna karşın Keynesyen iktisatçılar paranın yanlı olduğunu yani parasal faktörlerde meydana gelen değişimin işsizlik gibi reel faktörleri etkileyebileceğini bu yüzden para ve maliye politikaları ile ekonomiye müdahalenin gerekli olduğunu savunmaktadır. Keynesyen iktisatçılara göre para politikasının etkili olmadığı tek durum likidite tuzağıdır. Likidite tuzağındaki bir ekonomide faiz oranları düşebileceği en alt seviyeye düşmüştür ve bu aşamadan sonra para arzı ne kadar artarsa artsın faiz oranları daha fazla düşmeyecektir. Dolayısıyla bu durumda para politikası etkisizdir, uygulanabilecek tek politika maliye politikasıdır.

Ekonominin daima kendiliğinden tam istihdam seviyesinde olduğunu savunan Klasik iktisatçıların aksine Keynesyen iktisatçılar, ekonominin eksik istihdamda

olabileceğini ve bu durumun uzun sürme ihtimalinin olduğunu, böylesi durumlarda merkez bankaları genişleyici bir politika uygulayarak istihdamı ve üretimi fiyatlar genel düzeyi yükselmeden arttırabilir. Bu bağlamda, çalışmada para politikasının işsizlik üzerindeki etkisi Türkiye için analiz edilmiştir. Analiz bulguları Keynesyen ekolün savunduğu üzere parasal değişkenlerin reel değişkenleri etkilediği yani para politikasındaki bir artışın işsizlik oranını artırdığını göstermiştir. Bu doğrultuda Keynesyen ekolün savunusunun analiz dönemi içerisinde (2009Q1-2020Q4) Türkiye için desteklendiği söylenebilir.

Çalışmada ilk olarak işsizlik oranları yaş guruplarına göre 10'ar yıllık bantlar şeklinde ayrılmış ve para politikasındaki pozitif bir şokun bu yaş gurupları üzerindeki etkisi VAR yöntemi ile incelenmiştir. VAR yönteminden elde edilen etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçları altı farklı demografik gruptan para politikasından en çok etkilenen grubun 25-34 yaş arası kişiler olduğu saptanmıştır. Para politikası faiz oranında meydana gelen bir artış yani daraltıcı para politikası en fazla 25-34 yaş arası grubun işsizlik oranını artırmaktadır. Daha sonra en fazla 15-24 ve 35-44 yaş arası grup etkilenirken yaş arttıkça para politikası etkisi giderek azalmakta ve kişi başı reel gayri safi yurt içi hasıla ile çalışan başına üretim verimliliğinin işsizlik üzerindeki etkisi de artış göstermektedir. Bu durum Keynesyen ekolün savunduğu üzere ücret yapışkanlığı ile ilişkilendirilebilir.

Keynesyen iktisatçılara göre fiyatlar ve ücretler özellikle aşağı doğru yapışkandır. Bunun bir nedeni etkin ücret hipotezine dayanmaktadır. Etkin ücret hipotezine göre ücretler emek verimliliğini etkilemektedir. Eğer işverenler maliyetteki artıştan tasarruf etmek için işçilerin ücretini düşürürse bu durum işçilerin çalışma gayretini ve verimliliğini düşürüp işten kaytarma eğilimini arttıracaktır. Dolayısıyla ücretler işçilerin kalitesini düşürmemek adına yapışkandır. Bu durumda ekonomide parasal bir daralma meydana geldiğinde yatırımcının yükselen maliyeti ücretlerine yansıtması işçilerin verimliliğini düşüreceğinden dolayı işverenler bu noktada daha tecrübeli olan verimliliği yüksek işçilerin ücretini düşürmeyecektir. Genç kesimin işten çıkarılma olasılığı daha yüksektir. Çünkü hem yeterli tecrübeyi henüz edinmemiş hem de firmaya olan bağlılığı daha düşüktür. Dolayısıyla ücretleri düşürülen ve işten çıkarılmaya itilen kesim gençlerdir. Bu durum çalışma sonuçları ile örtüşmektedir. Para politikasındaki bir artışın yarattığı maliyet yükselişi işverenin daha çok genç ve tecrübesiz kesim üzerinden maliyet azalışına gittiğini göstermektedir. Yaş oranı

yükseldikçe para politikasından ziyade verimliliğin öne çıkması da bu savı desteklemektedir.

Ücret yapışkanlığına sebep olan bir diğer faktör de içeridekiler-dışarıdakiler yaklaşımı ile açıklanmaktadır. Bu yaklaşıma göre firmalar yeni işçiler işe alıp istihdam etmekten ziyade çalışmakta olanlarla devam etme eğilimindedir. Çünkü işe yeni alınan işçilerin işi öğrenme, eğitim alma ve tecrübe kazanması gibi faktörler hem zaman hemde maliyet açısından külfettir. Bir diğer neden ise şimdiki yüksek ücretli işçileri çıkarıp dışarıdakileri işe aldıkları takdirde bu işçiler içeridekiler durumuna geçecek ve bir sonraki daralmada bu işçilerde ücret düşüşüne direneceklerdir. Dolayısıyla işverenler toplam talep düşse bile ellerindeki elemanları kaybetmek istemez ve talepteki daralma geçene kadar işçilere marjinal verimlilikleri üzerinde bir ücret ödemeyi kabul edebilir (Yıldırım vd. 2014:299). Bu doğrultuda genç kesimin işten çıkarılması daha az külfetli bir durumdur. Çünkü iş değiştirme ihtimali daha yüksek olan bu kesim, yaşlı kesime göre daha az tecrübelidir. Dolayısıyla onları işten çıkarmanın külfeti daha tecrübeli ve iş konusunda eğitilmiş ve bilgili olan yaşlı kesime göre daha düşüktür. Bu nedenle para politikasının neden olduğu talep daralmasına firmalar genç kesimden daha fazla kişiyi işten çıkararak tepki vermektedir.

Genç kesimin yaşlı kesime kıyasla para politikasındaki bir artış karşısında daha fazla işsizlik oranlarının yükselmesinin bir diğer nedeni ise, ücret yükselişi nedeniyle iş gücü piyasasına yeni katılacak kesimin daha çok gençlerden oluşmasıdır. Ücret artışı karşısında çalışmaya istekli olan genç kesimden yeni bireyler iş gücü piyasasına giriş yapacak ve dolayısıyla işsizlik oranı daha fazla yükselecektir. Bu çalışmada elde edilen para politikasındaki artışın işsizliği arttırdığı yönündeki sonucu literatürden Christiano, Eichenbaum ve Evans (1996), Peersman ve Smets (2001), Alexius ve Holmlund (2008), Essien vd. (2016)'nin bulguları ile benzerlik gösterirken Benazić ve Rami (2016), Bostanabad vd. (2019)'nin bulguları ile çelişmektedir.

Çalışmanın bir diğer bulgusu para politikasından en çok etkilenen kesim olan 25-34 yaş grubunda erkeklerin işsizliğinin kadınlara kıyasla daha fazla artış gösterdiği şeklindedir. Bu durumun nedeni ise betimleyici analiz ile desteklenerek, kadının iş gücü piyasasında yeterince yer alamaması, iş gücü piyasasına giren kadınların önemli bir kısmının istihdam edilememesi, kayıt dışı istihdamın kadınlarda daha yüksek olması,

kadınlardan ücretsiz aile işçisi statüsünde çalışanların erkeklere kıyasla daha fazla olması gibi nedenlere dayandırılmış, politika önerileri sonuç kısmında verilmiştir.

Bu çalışmada para politikası yalnızca politika faizi ile temsil edilmiştir. Dolayısıyla çalışma para politikasının diğer aktarım kanallarının işsizlik üzerindeki etkisini ölçmemiştir. Bu konudaki eksiklik bundan sonra yapılacak çalışmalar için göz önüne alınabilir.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### EKONOMİ POLİTİKALARININ GELİR DAĞILIMINA ETKİSİ: GELİŞMEKTE OLAN VE GELİŞMİŞ ÜLKELER ÖRNEĞİ

#### 3.1. Giriş

Gelir dağılımındaki adaletsizlik ülkelerin gelişmişlik düzeyleri fark etmeksizin neredeyse tüm dünya ülkelerinde önemli bir sorun teşkil etmektedir. Gelir dağılımındaki eşitsizliğin giderilememesi ve gittikçe daha da artması yoksulluğu da beraberinde artırmakta ve zaten yoksul olan kesimin daha da kötü bir hal almasına neden olmaktadır. Artan yoksulluk ise birçok toplumsal ve ekonomik sorunu beraberinde getirirken toplumsal kalkınmanın önünde de ciddi bir engel oluşturmaktadır.

Gelir dağılımının bozuk olduğu bir toplumda hızlı kalkınmadan, sosyal, ekonomik ve siyasi gelişmeden söz etmek mümkün değildir. Özellikle enflasyon oranının yüksek olduğu ülkelerde gelir dağılımının adil olmadığını söylemek zor olmayacaktır. Çünkü enflasyon oranının hızlı artış gösterdiği dönemlerde kişilerin gelirlerini enflasyona göre ayarlama imkanı olmadığından, birçok kesimin gelir dağılımında nispi durum bozulacaktır. Ancak bu bozukluğun boyutunu ve enflasyon dışında hangi faktörlerden kaynaklandığını bilmeden gelir dağılımını düzeltmek için uygulanan politikaların başarıya ulaşması olanaksızdır. Örneğin gelir dağılımını düzeltmek için uygulanan rastgele bir ücret zammı politikası diğer grupların gelir dağılımını kötüleştirebilir (Ekonomik ve Sosyal Etütler Konferans Heyeti, 1989: 15-16).

Gelir dağılımını iyileştirmek yani gelir dağılımında adaleti sağlamak iktisadi politikaların fiyat istikrarını sağlamak, üretim düzeyini artırmak, işsizlik oranını düşürmek, ödemeler dengesini iyileştirmek gibi temel amaçlarının arasında yer almaktadır. Bu amaçlara ulaşmak için para otoritesi yani Merkez Bankası faiz ya da para arzını Maliye Bakanlığı ise vergi oranını veya vergi gelirini politika aracı olarak kullanmaktadır.

Para politikası araçlarını kullanarak enflasyon oranını, işsizlik oranını ve milli geliri etkilemek mümkün olup, bu faktörlerin herhangi birinde meydana gelen değişimin gelir dağılımına yansması yoksulluğu da etkileyecektir. Dolayısıyla para politikasının yoksulları etkileme olasılığı vardır. Teoride, para politikasının eşitsizlik üzerindeki



etkisi belirsizdir, çünkü farklı aktarım kanallarının nicel önemi, artışına veya azalmasına neden olabilir. Örneğin, genişletici para politikası, varlık fiyatlarını ve / veya enflasyonu artırarak eşitsizliği artırabilir. Dolayısıyla para politikasında bir değişim meydana geldiğinde yoksulların refahı artacağı gibi azalabilir de. Yani para politikası ile yapılan müdahale yoksulluğu azaltabileceği gibi, artırabilir veya yoksul ile zengin arasındaki makasın daha da açılmasına yol açabilir. Literatürde çalışmalarının bir kısmı pozitif para politikası şokunun gelir dağılımında eşitsizliği artırdığı, bir kısmı ise azalttığı yönünde sonuçlar elde etmiştir. Birleşik Krallık için yaptıkları çalışmalarında daraltıcı bir para politikası şokunun ücret, gelir ve tüketim eşitsizliğinin artmasına yol açtığı ve dalgalanmalarına da katkı sağladığını ispatlayan Mumtaz ve Theophilopoulo (2017)'nun aksine Kronick ve Villarreal (2020), Kanada'da para politikasındaki genişletici şokların gelir eşitsizliğini artırdığı, daraltıcı şoklarının ise gelir eşitsizliğini azalttığı yönünde sonuçlar elde etmiştir. Bu doğrultuda para politikasında meydana gelen değişimin gelir eşitsizliğine etkisi ülkelerin ekonomik ve siyasi yapısındaki farklılıklara, örneğin dış ticarete açıklık, ülke içindeki siyasi karmaşa, ekonomideki belirsizlik gibi faktörlere bağlı olarak değişiklik gösterebilir.

Gelir dağılımında etkili bir diğer faktör vergiler ve sübvansiyonlardır. Devlet gelir dağılımında adaleti sağlamak için yüksek gelir grubundaki bireyler tarafından tüketilen lüks mallara vergi koyup düşük gelir grubundaki kişilerin gelirlerinin önemli bir bölümünü harcadıkları temel mallara sübvansiyon sağlayabilir. Dolayısıyla vergi ve sübvansiyonların kaynak tahsisi üzerindeki etkisini dikkate almak önemli bir husustur. Ramsey (1927), emtia vergilerinin “optimum” yapısını ilk kez ele almış ve bir mala uygulanan vergi oranının, talebin fiyat esnekliği ile ters ilişkili olması gerektiğini göstermiştir. Ancak alt gelir grubundaki insanların gelirlerinin çoğunu harcadıkları mallar, düşük talep esnekliğine sahip ve bundan dolayı da yüksek oranda vergi getirisi çekmektedir. Bu tür vergilerin tahsilatındaki idari kolaylık, özellikle az gelişmiş ülkelerin gelirlerinin önemli bir bölümünü bu vergilerden sağlanmalarına neden olmaktadır. Dolayısıyla bu tür vergilerin fiili yapısı gelir dağılımını bozmaktadır. Zamanla iktisat teorisyenlerinin Ramsey kuralını dağıtım hedefini de hesaba katmak için çalışmasına rağmen bu vergilerin gelir dağılımını bozucu etkisinin üstesinden gelememiştir. Çünkü yoksul kesimin harcama kaleminin büyük çoğunluğu temel ihtiyaç malları iken bu mallar zengin kesim tarafından da tüketilmektedir. Bu nedenle, dağıtım ağırlıklarına göre düzeltmeler olsa da bu mallar yüksek oranda vergi almaktadır. Fakat

lüks mallar daha çok zengin kesim tarafından tüketilmektedir. Eğer devlet gelirinin önemli bir bölümünü dolaylı vergilerden sağlıyorsa bu vergiler mümkün mertebe lüks mallar üzerinden alınmalıdır (Sundrum, 2004:277). Ancak burada devletin elde ettiği geliri ne şekilde ve kimlerin daha yararına bölüştürdüğü önemli bir husustur. McLure (1974) kapsamlı bir çalışmasında harcama eylemini “ hükûmet harcamalarının özel gelirleri nasıl etkilediği” ve faydayı “devlet hizmetlerinden kimin yararlandığı” olarak tanımlamıştır. Eğer en yoksul beşte birlik dilimin bu tür harcamalardan sağladığı fayda payı, en varlıklı beşte birlik dilimden büyük ise, devlet harcamalarının iyi hedeflenmiş olduğu, daha küçük ise kötü hedeflenmiş olduğu kabul edilir. En yoksul beşte birlik kesime sağlanan faydalar, en zengin beşte birlik kesime sağlanandan büyük ise devlet harcamalarının ilerleyici tam tersi ise gerileyici olduğu söylenir (Chu vd., 2000:15).

Vergi politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkisi vergilerinin ağırlıklı olarak hangi kesimden toplandığına ve toplanan gelirin hangi kesimin yararına kullanıldığı önemlidir. Bu nedenle vergi politikası her ne kadar hükûmetin yoksullara fayda sağlamak için kullandığı temel araçlardan biri olsa da gelir dağılımını bozucu etkisi de olabilmektedir ve bu ülkelerin uyguladıkları politikalara (Örneğin; ABD’ de federal gelir vergisi, gelir arttıkça artan yani artan oranlı vergidir. Gelir düzeyi çok düşük olan kişiler gelir vergisinden muaf tutulurken, gelir düzeyi yüksek olan kişiler gelirlerinin üçte birinden fazlasını vergi olarak ödeyebilmektedir ve bu uygulama birçok ülkede uygulanmaktadır (Boyes ve Melvin, 2012: 249)) ve gelişmişlik düzeyine göre farklılaşabilmektedir. Literatürdeki çalışmalardan vergi ve yardımların gelir dağılımına etkisini Avrupa Birliği ülkeleri için inceleyen Paulus vd. (2009), vergi-fayda sistemlerinin ele alınan ülkelerin tamamında gelir dağılımında eşitsizliğini azalttığı bulgusunu elde ederken Engel vd. (1999), Şili’de vergi sisteminin gelir dağılımı üzerinde etkisinin çok düşük olduğunu, Bargain vd. (2013) ise ABD’de 1979-2007 döneminde vergilerin, vergi öncesi gelirlerde eşitsizlik eğilimini artırdığını saptamıştır.

Para ve maliye politikasının etkili ve etkisiz olabileceği durumlarda söz konusu iken politikalardan biri kullanılarak hasılanın istenen düzeye gelmesi sağlanırken bu durum istenmeyen bozucu etkilere de sebep olabilmektedir. Örneğin maliye politikası kullanarak ekonomik genişleme sağlanırken diğer taraftan faizler artmakta bu da yatırımları düşürmektedir. Parasal büyüme ile hasılanın arttırılması ise uzun vadede enflasyonist sonuçlar doğurarak, istikrar politikasının diğer hedefine ulaşılması engellenecektir. Bu gibi istenmeyen durumların ortaya çıkmasını engellemek ancak,

para ve maliye politikalarının makul bir bileşiminin kullanılması ile mümkün olacaktır (Yıldırım vd. 2010: 220).

Para ve maliye politikası arasında etkili bir koordinasyon kurulamaması, döviz kuru baskılarına, hızlı enflasyona, yüksek faiz oranlarına ve finansal istikrarsızlıklara yol açabilir. İki politikadan herhangi birinin zayıf duruşu diğer politikaya yük olabilir ve uzun dönemde sürdürülebilir olmaktan çıkar. Mesela maliye politikasının gevşek bir duruş sergilemesi mali dengesizliği tamamen telafi edemezse para politikasının sıkışması yönünde baskı yapacaktır. Ayrıca, bu şekilde bir politika karmaşasının uzun dönemde tutarsızlığından kaynaklı kredibilitésinin olmaması, para politikasının etkinliğini düşürecektir. Bu doğrultuda iki otoritenin kapsamlı bir koordinasyonu, makroekonomik politikaların etkili bir biçimde uygulanması için gereklidir (Hanif ve Arby, 2003:3). Ancak gerekli koordinasyonu sağlamak her zaman kolay olmayabilir. Eğer iki otorite (merkez bankası, hükümet) yapılması gerekenler hususunda aynı fikre sahipse, fakat iki otoriteden birinin aksi yönde hareketinden dolayı koordineli bir yaklaşım sergilenemiyorsa, bu durumda koordinasyonun iyileştirilmesi gerektiği açıktır. İki otoritenin de esasen makul davranışlar sergilediğini varsayarsak, bu durumda eksik koordinasyonun nedenleri şu şekilde sıralanabilir (Blinder, 1982: 17-18):

(1) İki otoritenin toplum için en iyi kararın ne olduğuna dair farklı görüşleri olabilir.

(2) Her iki otorite farklı ekonomik teorilere bağlı olabilir. Yani iki otoritenin, maliye ve/veya para politikası eylemlerinin ekonomiye etkileri hakkında fikir ayrılıkları söz konusu olabilir.

(3) İki otorite dışsal değişkenlerin tahminlerindeki farklılık veya farklı ekonomik teorilerden kaynaklı olarak politika uygulaması olmadığında ekonominin mevcut durumu hakkında farklı tahminler yapabilir.<sup>17</sup>

Para ve maliye politikasının koordinasyonu ile ilgili çalışmalar son yıllarda literatürde sıklıkla yer almaktadır. Bu çalışmalardan Muscatelli ve Tirelli (2005), maliye politikasının para politikasına faydalı bir tamamlayıcı olabileceğini belirtirken, Afonso vd. (2019), özellikle borcun yüksek olduğu seviyelerde iki otorite arasında bir ikame ilişkisinin olduğu belirtmiştir. Lukianenko ve Dadashova (2016) ise ılımlı parasal

<sup>17</sup> Bu üç maddenin kombinasyonunda otoriteler arasında koordinasyon eksikliğine neden olmaktadır (Blinder, 1982: 18).

genişleme ve dengeli mali kısıtlama kombinasyonunun ekonomik büyüme için uygun olabileceğini vurgulamıştır.

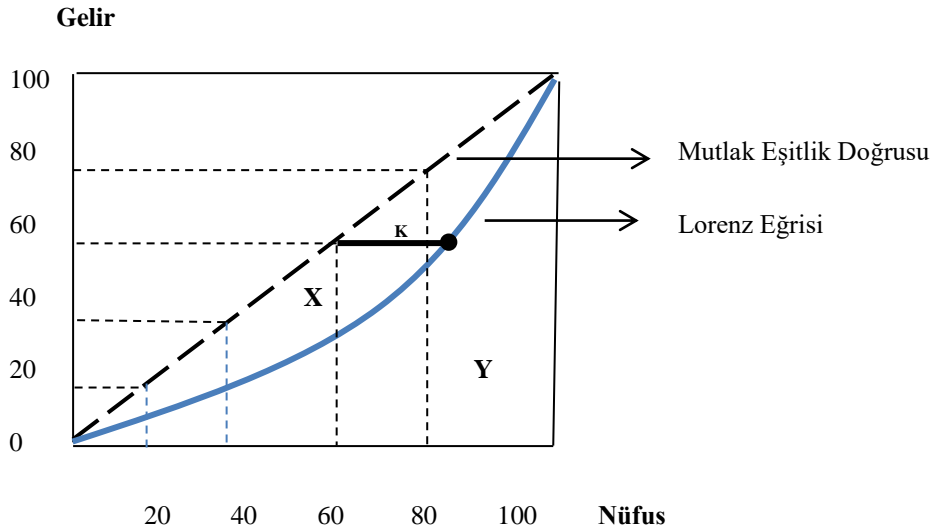
Bu çalışmanın temel amacı para ve maliye politikaların ve bu iki politika etkileşiminin gelir dağılımı üzerinde yarattığı etkiyi tespit etmektedir. Ekonomik istikrarı sağlamada kullanılan para ve maliye politikası araçları bir yandan istikrarı sağlarken diğer yandan gelir dağılımı üzerinde nasıl etki oluşturmaktadır sorusuna yanıt aranmaktadır.

Çalışmanın giriş kısmının ardından gelişmekte olan ve gelişmiş ülkeler için gelir eşitsizliğinin boyutları değerlendirilmiş, ardından literatürden, para ve maliye politikasının gelir dağılımına etkisini ele alan çalışmalara yer verilmiştir. Çalışmanın ampirik model ve veri seti kısmında dinamik panel veri analizi ile ilgili metodolojiye, analizde kullanılan veri setine, gelişmekte olan ve gelişmiş ülke grupların ele alındığı modellere ve bulgulara değinilmiştir. Son kısım analiz bulguları ve değerlendirme ile tamamlanmıştır.

### **3.2. Gelişmekte Olan ve Gelişmiş Ülkelerde Gelir Eşitsizliğinin Boyutları**

Farklı sosyal sınıfların hayat şartları ve yaşam standartları arasındaki fark, eşitsizlik olarak adlandırılabilir. Gelir dağılımında eşitsizlik kavramı ise, bir ülkede yaşayan nüfusun belli bir diliminin o ülkenin milli gelirinden aldığı pay ile farklı bir nüfus diliminin aldığı pay arasında oluşan farktır. Bu farkın gittikçe açılması gelir dağılımında adaletsizliğin arttığı anlamına gelmektedir. Yani farklı kesimler arasındaki fark ne kadar büyük ise gelir dağılımında adaletsizlik o kadar yüksek düzeydedir.

Gelir dağılımındaki adaleti ölçmek için çeşitli yöntemler kullanılmakla birlikte en sık kullanılanı Lorenz Eğrisi ve buna dayanılarak hesaplanan Gini katsayısıdır. Nüfus ile geliri karşılıklı ilişkilendirme sonucu Lorenz eğrisi ortaya çıkar. Şekil 3.1 Lorenz Eğrisini göstermektedir. Dikey ekseninde gelir yatay ekseninde nüfusun yer aldığı karenin köşegen çizgisi (kesikli çizgi) gelirin eşit dağıldığını gösteren mutlak eşitlik doğrusudur. Lorenz eğrisini mutlak eşitlik doğrusunun altında kalan eğridir ve bu eğri üzerinde yer alan K noktası bize nüfusun %80'ninin gelirin %60'ını aldığını göstermektedir. Bu, nüfusun en zengin %20'sinin gelirin %40'ını aldığını göstermektedir ki bu gelir dağılımında eşitsizliğin oldukça yüksek olduğu bir durumdur (Eğilmez, 2010; 214-215).



**Şekil 3.1.** Lorenz Eğrisi

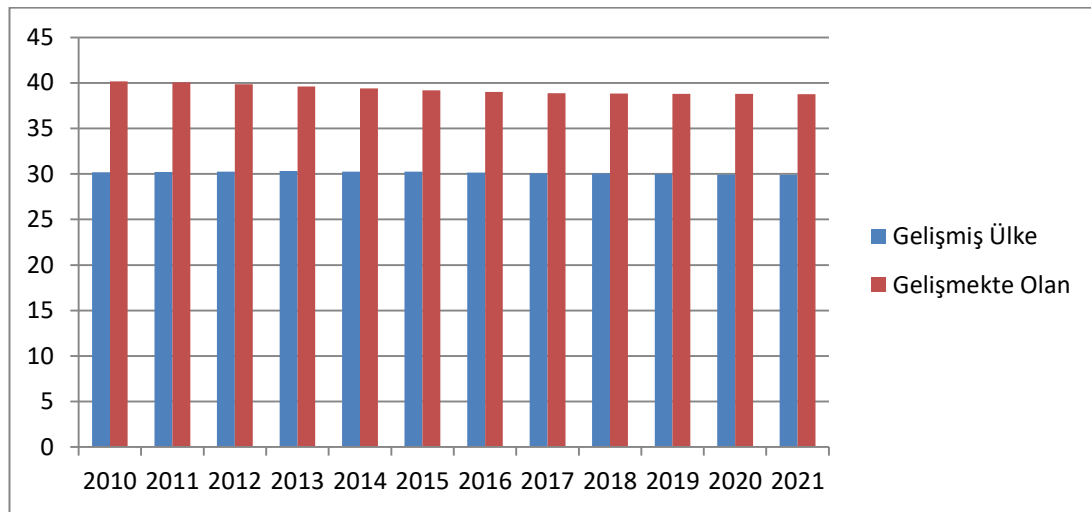
Gini katsayısı gelir dağılımı eşitsizliğini Lorenz eğrisinden yola çıkarak matematiksel olarak ortaya koyar ve aşağıdaki formül yardımı ile hesaplanır:

$$\text{Gini Katsayısı} = \frac{X}{X+Y} \quad (3.1)$$

Burada X mutlak eşitlik doğrusu ile Lorenz eğrisi arasında kalan alanı, Y ise Lorenz eğrisi altında kalan alanı ifade etmektedir. X+Y daima 500'e eşittir ve eğer X 250'ye eşit ise gini katsayısı formülden 0,5 olarak bulunur. Gini katsayısı 0 ile 1 arasında olup, tam 0 olması durumunda gelir dağılımının tam adaletli olduğunu gösterirken 1 olması durumunda tam adaletsizlik olduğunu göstermektedir. Yani Gini katsayısının 0'a yaklaşması gelir dağılımının adil olduğunu gösterirken 1'e yaklaşması adaletsizliğe doğru gidildiğini göstermektedir.

1914'te Corrado Gini'nin gelir ve servet dağılımındaki eşitsizliğin derecesini ölçmek için tanıttığı gini katsayısı bir asır sonra ekonomi, istatistik, tıp, biyoloji, ekoloji vb. birçok araştırma ve uygulama alanlarında yaygın olarak kullanılmaktadır. Gini katsayısının bu denli yaygın ve başarılı kullanımı, hesaplamadaki sadeliği ve Lorenz eğrisi ile grafiksel ilişkisi sayesinde yorumlanmasının kolay olmasından kaynaklıdır. Dahası, kaynaklara ve gruplara göre ayrıştırılabilir olması, iyi çıkarımsal özelliklere sahip olması, farklı alanlarda uygulanabilirliğine katkı sağlamıştır (Giorgi ve Gigliaran, 2017: 1130).

Gini katsayısının yaygın kullanımından ve avantajlarından yola çıkarak çalışmada gelir eşitsizliğini temsilen gini indeksi<sup>18</sup> kullanılmıştır. IMF'nin belirlemiş olduğu kriterlere göre gelişmekte olan ülke grubuna giren 27 ülke (Arnavutluk, Arjantin, Ermenistan, Bangladeş, Belarus, Brezilya, Şili, Çin, Kolombiya, Dominik Cumhuriyeti, Filipinler, Gambiya, Gana, Macaristan, Hindistan, Endonezya, Jamaika, Ürdün, Malezya, Mali, Meksika, Moldova, Polonya, Romanya, Rusya, Sırbistan ve Türkiye) ve 33 gelişmiş ülkenin (Almanya, Avusturya, Belçika, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Kıbrıs, Letonya, Litvanya, Lüksemburg, Malta, Portekiz, Slovakya, Slovenya, Yunanistan, Avustralya, Kanada, Çekya, Danimarka, İzlanda, İsrail, Kore, Yeni Zelanda, Norveç, Singapur, İsveç, İsviçre, İngiltere ve Amerika'nın) gini indeksi ortalaması alınarak hesaplanan gini indeksleri Grafik 3.1' de verilmiştir. Grafiğe bakıldığında gelişmekte olan ülke grubunun gini endeksinin gelişmiş ülke grubundan yaklaşık 10 puan fazla olduğu görülmektedir. Son yıllarda iki ülke grubunun gini endeksleri birbirine yakınsa da aradaki fark eşitsizliğin boyutunu gelişmekte olan ülke grubunda çok daha ağır olduğunu açık bir şekilde göstermektedir.



Kaynak: SWIID, 11.26.2022

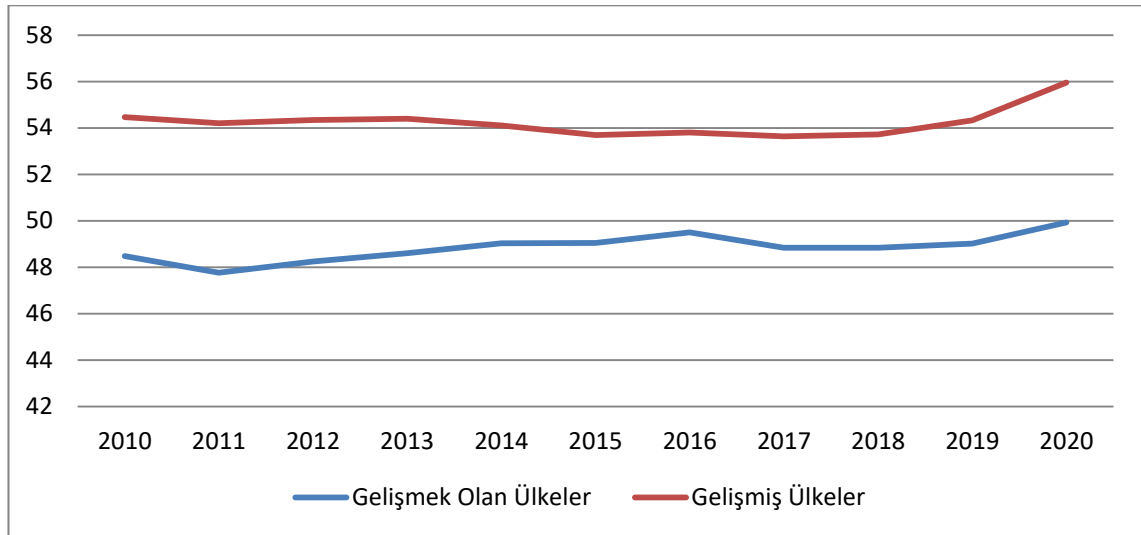
**Grafik 3.1.** Gelişmekte Olan ve Gelişmiş Ülkelerde Gini Katsayısının Seyri

Gelir dağılımında adaletin göstergelerinden bir diğeri de emeğin GSYİH içinden aldığı paydır. Çalışanların elde ettikleri kazanç miktarını ifade eden emek geliri sermaye gelirinden ayrılmak için kullanılmaktadır. Bu nedenle emek geliri ile sermaye gelirin

<sup>18</sup> Çalışmada kullanılan gini verisi, mümkün olan en geniş ülke ve yıl kapsamı için gelir eşitsizliği tahminleri içeren Standartlaştırılmış Dünya Gelir Eşitsizliği Veritabanı'ndan (SWIID) derlenmiştir.

GSYİH içinden aldığı payın orantısız olması eşitsizlik göstergelerinden biri olarak ifade edilmektedir.

Uluslararası Çalışma Örgütü (İLO)'nden derlenen verilerin ortlaması alınarak oluşturulan Grafik 3.2 gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerde emeğin GSYİH içinden aldığı payı göstermektedir. Gelişmekte olan ülkelerde emeğin GSYİH'dan aldığı pay 2010-2020 dönemi boyunca %50'nin altında kalırken bu oran gelişmiş ülke grubunda çoğunlukla %54'ün üzerinde seyretmektedir. 2019-2020 döneminde her iki ülke grubunda da emeğin GSYİH içindeki payı artış gösterirken iki ülke arasındaki fark da %6 seviyesinde gerçekleşmiştir. Kısacası emeğin GSYİH'den aldığı pay bakımından gelişmiş ülkeler gelişmekte olan ülkelere kıyasla daha adil bir durum sergilemektedir.



Kaynak: İLO, 18.07.2023

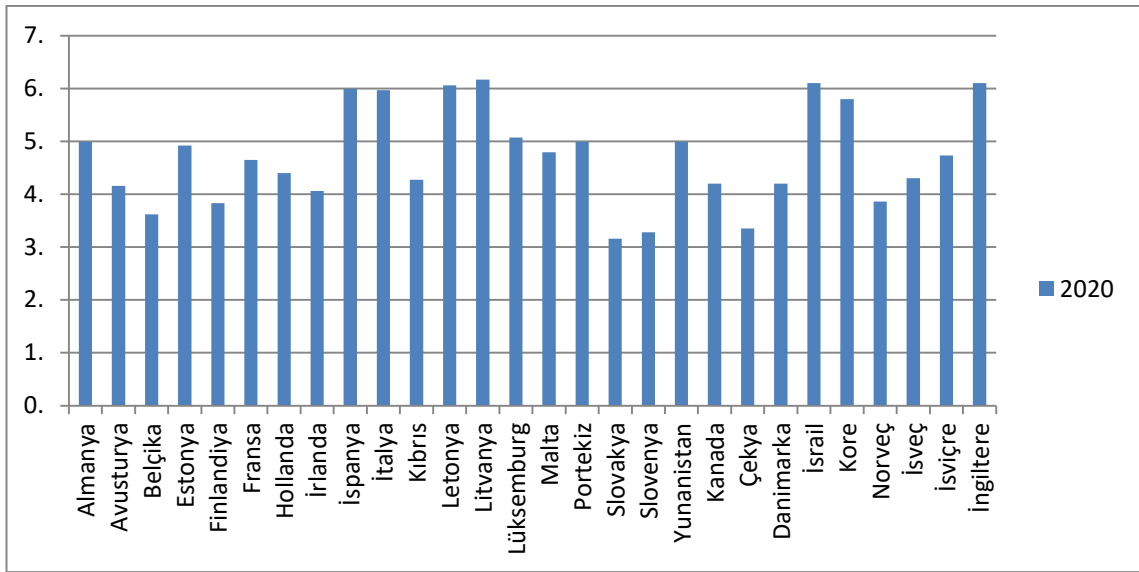
### Grafik 3.2. Emek Gelirinin GSYİH İçindeki Payı (%)

Gelir dağılımında eşitsizliğin göstergelerinden bir diğeri P80/20 oranıdır. Bu oran toplumda en üst gelire sahip olan grup ile en alt gelire sahip grupların toplam gelirden aldıkları payların kıyaslaması olup, toplumun en varlıklı %20'lik grubunun gelirleri ile en yoksul olan %20'lik grubun gelirleri birbirlerine oranlanmaktadır. Eurostat tarafından yayınlanan verilerden oluşturulan Grafik 3.3' de gelişmiş ülkelerin 2020 yılı P80/20 oranları yer almaktadır.<sup>19</sup>

Grafiğe bakıldığında P80/20 oranının en yüksek olduğu ülkenin 6.17 ile Litvanya olduğu görülmektedir. Yani 2020 yılında Litvanya'daki en zengin %20'lik grubun toplam gelirden aldığı pay, en yoksul %20'lik grubun toplam gelirden aldığı

<sup>19</sup> Verileri eksik olan ülkeler tabloya dahil edilmemiştir.

payın tam 6.17 katıdır. P80/20 oranının en düşük olduğu ülke ise 3.16 ile Slovakya olmuştur. Bu da Slovakya'nın çalışmada ele alınan gelişmiş ülke grubu içinde en adaletli gelir dağılımına sahip olan ülke olduğunu göstermektedir. Yani Slovakya'da en varlıklı %20'lik grup en yoksul %20'lik grubun yalnızca 3 katı gelire sahiptir. Eurostat tarafından yayımlanan verilere göre Avrupa Birliği üyesi 27 ülkenin ortalama P80/20 oranı Covid-19 salgını öncesi 2019 yılında 5.17 iken 2020 yılında 5.07 ve Covid-19 salgınının patlak verdiği 2020 yılından sonraki yıl yani 2021'de 5. olarak gerçekleşmiştir.



**Kaynak:** Eurostat, 18.07.2023

### Grafik 3.3. Gelişmiş Ülkelerde P80/P20 Oranları

OECD ve Eurostat verilerine göre gelişmekte olan ülke grubunda yer alan ülkelerin P80/20 oranları şu şekildedir; Çin 2011 yılında 28.3, Hindistan 2011 yılında 13.4, Brezilya 2016 yılında 14.5, Şili 2017 yılında 10.3, 2020 yılında ise Macaristan 4.39, Meksika 8.9, Polonya 4.18, Romanya 7.21 ve Türkiye 9.14'dür.<sup>20</sup> Genel olarak bakıldığında gelişmekte olan ülke grubunda en yoksul kesim ile en varlıklı kesim arasındaki farkın gelişmiş ülkelere kıyasla daha büyük olduğu açıktır. 2020 yılına bakıldığında Türkiye'de en zengin %20'lik kesimin toplam gelirden en yoksul %20'lik kesime göre 9 kat daha fazla aldığı görülmektedir. Gelişmiş ülke grubunda en yüksek farkın 6.17 (Litvanya) olduğu göz önüne alınırsa sadece iki ülke arasındaki farkın (Türkiye ile Litvanya) bile azımsanmayacak ölçüde olduğu açık bir şekilde görülmektedir.

<sup>20</sup>Gelişmekte olan ülke grubundaki çoğu ülkenin P80/20 verisine ulaşamadığından dolayı grafik şeklinde incelenememiştir.



Gelir dağılımında eşitsizlik, gelişmiş veya az gelişmiş ülke ayrımı gözetmeksizin (az gelişmiş ülkelerde daha yoğun) tüm dünyada küresel bir problem haline gelmiştir. Gelir dağılımında eşitliğin sağlanmadığı, hatta giderek dahada bozulduğu toplumlarda çeşitli ekonomik ve sosyal problemlerde beraberinde gelmektedir. Gelir dağılımında adaletin sağlanmadığı bir ülkede sürdürülebilir bir ekonomik büyüme ve kalkınmadan söz etmek mümkün değildir. Ayrıca eşitsizliğin mevcut olduğu bir ülkede yoksullukla başa çıkmak zorlaşırken aynı zamanda yoksul kesimin psikolojik açıdan olumsuz etkilenmesi suç oranlarında artışa, sağlık problemlerinin baş göstermesine, verimlik azalması gibi pek çok unsura sebep olabilmektedir.

Amerikalı filozof John Rawls 1971 yılında yayımlanan “Bir Adalet Teorisi” isimli kitabında adalet ilkelerini tüm kitap boyunca değiştirip geliştirmektedir. Bu doğrultuda adil bir toplum için iki temel ilke ortaya koymaktadır. Bunlardan birincisi eşit özgürlük ilkesi iken ikincisi ise sosyal ve ekonomik eşitsizliklerin düzenlenmesi ile alakalıdır. Rawls'un düşüncesinin önemli bir neticesi, eşitsizliklerin, en kötü durumda olanların yararına oldukları sürece, aslında adil olabileceğidir. Daha adil ve eşitlikçi bir toplum için ilk olarak gelir dağılımındaki adaletsizliğin ortadan kaldırılması gerekmektedir.

Gelir dağılımının tekrar düzene konması ve yoksulluğun azaltılması kısaca farklı kesimler arasında gelir dağılımının daha adaletli bir hal alması uzun yıllardır üzerinde düşünülen ve çalışılan bir olgu olmuştur. Fakat günümüze kadar ne yazık ki bu olguyu çözüme kavuşturacak gerek sosyal gerekse ekonomik bir politika ortaya konamamış ve dolayısıyla çözüme kavuşmamıştır. Çalışmanın bu kısmında para ve maliye politikalarının ve bu politikaların etkileşiminin gelir dağılımına etkisi gelişmekte olan ve gelişmiş ülke grupları için incelenip, daha sonra bu politikaların gelir dağılımına olumlu veya olumsuz etkisi değerlendirilecektir.

### **3.3. Literatür Taraması**

Literatürde gelir eşitsizliği ve yoksulluk konusunu ele alan çok sayıda çalışma mevcuttur. Özellikle bu çalışmaların önemli bir kısmı maliye politikası ile ilişkilendirilmekte ve temel maliye politikası araçları olan vergi ve kamu harcamaları ile irdelenmektedir. Para politikasının gelir dağılımı üzerine etkisini konu alan az sayıda çalışma olmakla birlikte, bu iki politika etkileşiminin gelir dağılımına etkisini konu alan bir çalışmaya tarafımızca yapılan literatür araştırmasında rastlanmamıştır. Gelişmekte

olan ve gelişmiş ülkeler için yapılan bu çalışma para politikasının ve maliye politikası etkileşiminin gelir dağılımına etkisini araştırmakta olup literatürdeki eksikliği kısmen de olsa gidermeyi hedeflemektedir.

Para politikasının gelir dağılımına etkisini inceleyen çalışmalardan bir kısmı daraltıcı para politikasının gelir dağılımında bozucu etkiye sahip olduğunu bir kısmı ise gelir dağılımını iyileştirici olduğu yönünde sonuçlar elde etmiştir. İlgili literatürden derlenen çalışmalardan kısa özetler aşağıda verilmiştir;

Para politikası ile eşitsizlik arasındaki ilişkiyi konu alan oldukça eski çalışmalardan biri Romer ve Romer (1998) tarafından Amerika Birleşik Devletleri için gerçekleştirilmiştir. Para politikasının yoksulluk ve eşitsizlik üzerindeki etkisini konu alan bu çalışmada hem kısa hem de uzun dönem ilişkilerine bakılmış ve ilişkinin kısa vade ile uzun vadede farklı yönlerde ilerlediği tespit edilmiştir. Genişletici bir politika yoksulluğu geçici bir süre azaltabilmekte ve etkisi kesinlikle geçicidir. Çıktı doğal oranına döndüğünde yoksulluk tekrar ortaya çıkacaktır. Ayrıca böyle bir politikanın maliyeti enflasyonun kalıcı olarak daha yüksek seviyeye gelmesidir. Bununla birlikte enflasyonu düşük seviyede tutmayı ve toplam talebin istikrarını amaçlayan para politikasının, uzun vadede yoksullar için refah artışı yaratma ihtimali yüksek görülmüştür. Sonuç olarak para politikasının yapısı gereği geçici etkilere sahip olduğundan ötürü yoksul kesim için kalıcı bir refah artışı yaratma ihtimalinin enflasyonu düşük seviyede tutmayı ve toplam talebin istikrarını amaçlayan para politikası ile daha yüksek olduğu görülmüştür.

Furceri vd. (2018), para politikası şoklarının gelir eşitsizliğine etkisini 32 gelişmiş ve gelişmekte olan ülke için araştırmıştır. Çalışmada 1990-2013 dönemini esas alan yazarlar gelir eşitsizliğini temsilen gini katsayısının standart sapmasını kullanmış ve etki tepki fonksiyonundan yararlanmışlardır. Sonuçlar pozitif para politikası şokunun eşitsizliği artırma eğiliminin daha fazla olduğu yönündedir. Faiz oranında beklenmeyen bir artış meydana geldiğinde eşitsizlik kısa dönemde %1.25 artarken, orta vadede %2.25 artmaktadır. Ayrıca etki, şokların türüne, iş gücü gelirinin payına veya konjonktür dalgalanmalarının durumuna bağlı olarak ülkeden ülkeye farklılık gösterdiğini belirtmiş ve iş gücü payının yüksek ve yeniden dağıtım politikalarının sınırlı olduğu ülkelerde para politikasının gelir eşitsizliği üzerine etkisinin daha fazla olduğunu saptamışlardır.

Birleşik Krallık için yaptıkları çalışmada Mumtaz ve Theophilopoulo (2017), para politikasının ücret, gelir ve tüketim eşitsizliğine etkisini araştırmıştır. Araştırmalarında SVAR tekniğinden yararlanan yazarlar 1969-2012 dönemini ele almıştır. Sonuçlar daraltıcı bir para politikası şokunun ücret, gelir ve tüketim eşitsizliğinin artmasına yol açtığı ve dalgalanmalarına da katkı sağladığı yönündedir. Benzer bir çalışma Coibion vd. (2017) tarafından Amerika Birleşik Devletleri için gerçekleştirilmiştir. Para politikası şoklarının tüketim ve gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini 1980-2008 dönemi için tahmin etmek isteyen yazarlar SVAR tekniğinden yararlanmışlardır. Bulgular daraltıcı para politikasının iş gücü geliri, toplam gelir, tüketim ve toplam harcamadaki eşitsizliği sistematik olarak artırdığı yönündedir. Ayrıca çalışmada para politikasının etkisindeki heterojenliğin nedeni incelenmiş ve bu heterojenliğin temel nedeninin hanehalkının gelir kaynağının farklı olmasından kaynaklı olduğu belirtilmiştir. Gelirinin önemli bir kısmı ücretten oluşan, varlıklardan oluşan veya devlet transferleri alanlar ile emeklilerin politika faiz oranındaki değişime farklı duyarlılık gösterdiği vurgulanmıştır.

Gittikçe genişleyen para politikalarının, gelir ve servet eşitsizliklerinin artması üzerindeki rolünü analiz eden Duarte ve Schnabl (2019), Almanya, ABD ve Japonya'ya dikkate almıştır. Yazarlar yapısal bir şekilde azalan faiz oranları ile geleneksel olmayan para politikalarının bazı kitlelere ayrıcalık sağladığını ve gittikçe genişleyen para politikalarının olumsuz büyüme etkileri yarattığını belirtmişlerdir. Duarte ve Schnabl (2019)' a göre merkez bankalarının toplam varlık alımı ile ilgili politikaları kredi hacmini genişletmekte ve bunun sonucunda riski fazla olan yatırımlar meydana gelmektedir. Riskli yatırımların ise finansal piyasalarda değerlendirilmesi bir yandan finansal diğer yandan reel sektörde riski artırmaktadır. Fakat reel sektörün elde etmiş olduğu kâr marjı finansal piyasaların gelirinin altında kalmakta ve gelir reel sektörden finansal sektöre doğru kaymaktadır. Böylece yazarlar sosyal tutarlılığı ve siyasi istikrarı hem ulusal hem de uluslararası düzeyde devamlı kılmak için, düşük faizli politikaları ve merkez bankalarının kapsamlı devlet varlık alımlarını zamanında terk etmelerini önermiştir. Aşırı genişlemeci para politikasından çıkış, eşitsizlikleri yok edecek, finansal piyasalardaki spekülasyonu caydıracak ve firmaların verimlilik ve inovasyona yönelik yatırımlarına teşviki artıracaktır. Böylelikle verimlilik artışı toplumun bütün kesiminin reel ücretinde artışa neden olacaktır.

Japonya 'da geleneksel ve geleneksel olmayan para politikasının gelir eşitsizliği üzerindeki etkisini inceleyen Israel ve Latsos (2020), analizinde Japonya Hanehalkı Paneli Anketi'nden verileri kullanmış ve linear regresyondan faydalanmıştır. Sonuçlar Japonya'da genişlemeci bir para politikasının erkeklere kıyasla kadınların çalışma süresinin artması nedeniyle cinsiyetler arası ücret farkını azalttığı, fakat eğitime dayalı ücret farkının aksine artmasına neden olduğu yönündedir. Bununla beraber yaşa dair ücret farkı üzerinde genişlemeci para politikasının önemli bir etkisi olmadığı saptanmıştır.

Baydur ve Süslü (2019) Türkiye için yaptıkları çalışmada kredi, gelir dağılımı ve para politikası arasındaki ilişkiyi Kalecki/Post Keynesyen bakış açısı ile ele almıştır. Sonuçlar Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası'nın gelir dağılımını para politikası ile doğrudan etkileyemediği yönündedir. Bununla birlikte faiz politikası aracılığı ile finansal sektör ile reel sektör arasındaki karların dağılımını etkilediği, para politikası ile toplam talebi ve haliyle gelir dağılımını etkileme gücü yönünden doğal faiz ile TCMB'nin gecelik faizi arasında ise istatistiksek olarak anlamlı bir ilişki olmadığı belirtilmiştir.

Kanada'da para politikası, gelir eşitsizliği ve enflasyon arasındaki ilişkiyi inceleyen Kronick ve Villarreal (2020) genişletici para politikası şoklarının gelir eşitsizliğini artırırken, daraltıcı para politikası şoklarının gelir eşitsizliğini azalttığını tespit etmiş ve genişletici şokların gelir dağılımına etkisinin daha büyük olduğunu saptamıştır. Bu doğrultuda Kanada Merkez Bankası'nın, enflasyonun gecelik faiz oranındaki bir değişikliğe nasıl tepki vereceğini modellerken gelir eşitsizliğinin etkisini hesaba katması gerektiğine vurgu yapmıştır.

Maliye politikası araçlarından vergilerin gelir dağılımına etkisini inceleyen çalışmalar literatürde sıklıkla yer almaktadır. Ancak bu çalışmaların bir kısmı vergilerin gelir dağılımında etkisinin önemsiz derecede küçük olduğunu gösterirken diğer çalışmalar vergilerin gelir dağılımını iyileştirici ve bozucu etkileri olduğuna dair bulgular ortaya koymuştur. Bu çalışmalara dair özetler aşağıda verilmiştir:

Vergilerin Şili'deki hanehalklarının gelir dağılımına etkisini inceleyen Engel vd. (1999), vergi öncesi gini katsayısının 0.488 vergi sonrası ise 0.496 olduğunu yani Şili vergi sisteminin gelir dağılımı üzerinde etkisinin çok düşük olduğunu tespit etmişlerdir. Bu doğrultuda vergi yapısının yeniden dağıtım özelliklerine göre değil, vergi toplama

ve verimlilik kriterlerine göre seçilmesi gereklidir. Sadece genel vergi yükünün boyutu hususunda karar verilirken dağıtıma girilmeli ve yeniden dağıtılacak miktar karara bağlandıktan sonra gelir en etkin vergiler yoluyla artırılmalı, gelir eşitsizliği ise harcamalar kanalıyla giderilmeye çalışılmalıdır.

19 Avrupa Birliği ülkesindeki vergi ve yardımların gelir dağılımını nasıl etkilediğini inceleyen Paulus vd. (2009) vergi-fayda sistemlerinin ele alınan ülkelerin tamamında ancak farklı ölçülerde gelir eşitsizliğini azalttığını tespit etmiştir. Ortalama olarak daha yüksek vergi ve yardımların mevcut olduğu İskandinav ve kıta ülkelerinde gelir eşitsizliği ve yoksulluk daha düşük oranda iken, daha düşük vergi ve yardımların olduğu Güney ve Anglo-Sakson ülkelerinde ise tam tersi olduğu görülmüştür.

Martinez Vazquez vd. (2012), 150 ülkeyi kapsayan bir veri seti ile 1970-2006 arası dönemde vergilerin ve bazı kamu harcamalarının gelir dağılımına etkisini incelemiştir. Sonuçlar hem vergilerin hem de kamu harcamalarının Gini katsayısı üzerinde önemli etkiye sahip olduğunu göstermiştir. Artan oranlı gelir vergilerinin gelir dağılımında eşitsizliği azaltıcı bir etkisinin olduğu ve bu etkinin artan oranlılık derecesi ile bireysel gelir vergilerinin GSYİH içindeki payı arttıkça daha belirgin bir hale geldiği görülmüştür. Kurumlar vergisinin benzer şekilde gelir dağılımı üzerinde olumlu etkisi olduğu fakat bu etkinin dışı açıklık derecesi ile aşıldığı, gümrük, genel tüketim ve tüketim vergilerinin ise gelir dağılımını bozucu etkisi olduğu görülmüştür. Harcamalar kısmında ise sosyal refah, sağlık, barınma ve eğitim gibi harcamaların kamu harcamaları içindeki payının artmasının gelir dağılımında iyileştirici etkiye sahip olduğu saptanmıştır.

ABD'de vergi politikasının vergi sonrası gelir eşitsizliğine etkisini 1979-2007 dönemi için karşı olgusal simülasyonlara dayalı olarak inceleyen Bargain vd. (2013) ele aldıkları dönem boyunca, vergi politikasının vergi öncesi gelirlerde artan eşitsizlik eğilimini daha da ağırlaştırdığını tespit etmiştir. Diğer yandan 1980 ve 2000'lerin başındaki vergi reformlarının eşitsizlik eğilimlerini şiddetlendirdiği, 1990 yıllarının başındaki reformların ise geliri düşük olan vergi mükelleflerine fayda sağladığı görülmüştür. Balseven ve Tuğcu (2017), 30 gelişmiş ve 17 gelişmekte olan ülke grubunu ele aldığı çalışmasında 1990 ile 2014 yılları arasında maliye politikasının gelir dağılımına etkisini doğrusal panel veri tekniğinden yararlanarak incelemiştir. Sonuçlar gelişmekte olan ülkelerde vergi gelirlerinin gelir dağılımında iyileştirici etkisi olduğu, transferler, faiz harcamaları ve sübvansiyon gibi maliye politikasının harcama tarafında

yer alan faktörlerin gelir dağılımı üzerinde önemli bir açıklayıcı güce sahip olmadığını göstermiştir. Gelişmiş ülkelerde gelir dağılımında eşitsizliği artıran en önemli faktörün sosyal yardımlar olduğu, ayrıca büyüme, sosyal fayda ve faiz gideri açısından devletin yeniden bölüşüm etkisinin gelişmiş ülkelerde daha fazla olduğu görülmüştür. Çalışmanın bir diğer önemli bulgusu makroekonomik faktörlerden biri olan ekonomik büyümenin gelir dağılımını gelişmiş ülkelerde iyileştirirken gelişmekte olan ülkelerde bozduğu yönündedir.

Türkiye’de vergilerin gelir dağılımına etkisini 1980-2014 dönemi için ARDL sınır testi yaklaşımıyla inceleyen Demirgil (2018), dolaysız vergi oranlarındaki %1’lik yükselişin gini katsayısı üzerinde %0.05 oranında düşüş yarattığı, dolaylı vergilerde meydana gelen %1’lik artışın ise gini katsayısını %0,10 oranında yükselttiği yönünde sonuçlar elde etmiştir. Kanca ve Bayrak (2019), Türkiye’nin de aralarında bulunduğu 36 OECD üyesi ülkede 1990-2017 dönemlerinde dolaylı ve dolaysız vergilerin gelir dağılımına etkisini panel veri analizi ile incelemiştir. Sonuçlar incelenen dönemde vergi gelirleri ile gini katsayısı arasında pozitif bir ilişki olduğu, yani dolaylı ve dolaysız vergilerdeki artışın gelir dağılımını olumsuz yönde etkilediği yönündedir.

Optimal politika bileşimine yönelik literatür eski ve bir o kadar geniş. Çalışmalardan önemli bir kısmı para ve maliye politikalarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisini karşılaştırmaya yönelik iken bazı çalışmalar ise her iki politikanın kombinasyonunun etkilerini değerlendirmiştir. Bu çalışmalardan bazıları iki politikanın birbiri ile ikame ilişkisi içinde olduğu yönünde sonuçlar elde ederken bazı çalışmalarda iki politikanın birbirini tamamlayıcılık özelliğine sahip olduğunu tespit etmiştir. Bu çalışmalardan bir kısmı aşağıda özetlenmiştir;

Muscatelli ve Tirelli (2005), hem ABD hem de Euro bölgesi için yaptıkları çalışmaları maliye politikasının (özellikle tüketicilerin sınırlı ufuklara sahip olduğu modellerde) para politikasına faydalı bir tamamlayıcı olabileceğini belirtmiştir.

1954- 2006 dönemini ele alarak geniş bir veri seti ile VAR yönetimden yararlanan Rossi ve Zubairy (2011), ABD’de makroekonomik dalgalanmaları açıklamada para ve maliye politikasını birlikte ele almıştır. İş döngüsü dalgalanmalarının açıklanmasında para politikası şokları daha önemli iken, orta döngü dalgalanmalarının açıklanmasında mali şokların daha önemli olduğu sonucuna ulaşılarak iki politikanın aynı anda makroekonomik değişkenleri etkilediği ve bu

durumun göz ardı edilmesinin makroekonomik dalgalanmaların kaynağını araştırırken yanlışlara neden olabileceğini belirtmişlerdir. Rossi ve Zubairy'nin (2011) bu bulgularını doğrular nitelikte bir çalışma yapan Haug vd. (2013), Polonya için 1998-2012 arası dönemde çeyreklik veriler kullanarak hem ihtiyari hükûmet harcamaları hem de vergilendirme politikaları için mali öngörüyü açıklayan bir SVAR' da para ve maliye politikasını birleştirmiştir. Analiz sonuçları Polonya parasal aktarımının reel sektör yoluyla yani parasal aktarımın reel GSYİH' yı ve reel döviz kurunu etkileyerek çalıştığını göstermiştir. Ayrıca para politikasının, enflasyon oranını etkileyen şokların etkilerini nötralize etmede etkili olduğu görülmüştür. Devlet harcama çarpanının etkisi anlık 0,14 iken en yüksek 0,48, devlet gelir çarpanı etkisi anlık 0,09 ve en yüksek 0,15 değerinde ulaşmıştır. Gelire yönelik pozitif bir şok çoğunlukla GSYİH üzerinde negatif bir etkiye sahip olurken burada pozitif olması analiz döneminde Polonya'da vergi yapısının değişmesinden kaynaklı olduğuna bağlanmıştır. Çalışmada ayrıca birleşik bir parasal ve mali SVAR yerine standart bir parasal SVAR kullanıldığında mali değişkenlerin parasal etki tepkiler üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olduğu, yani parasal ve mali şokların birbiriyle etkileşim halinde olduğu görülmüş bu bulgular doğrultusunda bu değişkenlerin ayrı SVAR modellerinde incelenmemesi gerektiği önerilmiştir.

Çalışmalarında Ukrayna'da uygulanan para ve maliye politikalarının sonuçlarını analiz eden Lukianenko ve Dadashova (2016) ılımlı parasal genişleme ve dengeli mali kısıtlama kombinasyonunun ekonomik büyüme için makul olduğunu belirtmiştir. Yani her iki düzenleyici kurum için etkin ve koordineli politikalar ile ekonomik gerilemeyi durdurmak ve büyümeye katkı sağlamak mümkün olabilmektedir. Türkiye'de 2006-2016 arası dönemde para ve maliye politikaları arasındaki etkileşimi SVAR yöntemi ile inceleyen Tetik ve Ceylan (2016), iki otorite arasında bir politika çatışması olduğu yani politika yapımcıların zıt yönde hareket etme eğiliminde olduğunu tespit etmişlerdir.

Ebghaei (2019), Türkiye'nin GSYİH'sında para arzı (para politikasını temsilen) ve kamu harcamalarından (maliye politikasını temsilen) hangisinin etkisinin daha büyük olduğunu incelemiştir. 1980-2018 yıllarının baz alındığı çalışmada sonuçlar para ve maliye politikalarındaki genişletici uygulamaların GSYİH'yi artırdığı ve maliye politikasının GSYİH üzerindeki etkisinin daha büyük olduğu yani Türkiye'de bahsi geçen yıllarda Keynesyen görüşün desteklendiği yönündedir. Ekonomik ve kurumsal olayların para ve maliye politikasına etkisini 28 AB ülkesi için inceleyen Afonso vd.

(2019), 1970-2015 yıllarını baz almış ve para politikasının enflasyonu, maliye politikasının devlet borcunu kontrol ettiğini tespit etmiş ve her iki politika arasında, özellikle borcun yüksek olduğu seviyelerde merkez bankasının aktif bir rol üstlendiği yani her iki otorite arasında bir ikame ilişkisinin olduğu görülmüştür. Ancak ülkeler tek tek ele alındığında çoğunun EMU (Economic and Monetary Union)'ya ait olması yani para politikası aynıken maliye politikasının farklılaşması bu ilişkinin tüm örnekleme geçerli olmamasına yol açmıştır.

Türkiye'de para ve maliye politikasının çıktı üzerindeki etkisini inceleyen Arestis vd. (2021), 2003- 2019 arası dönemde iki politikanın da çıktıyı artırdığı ve para politikasının çıktı üzerinde maliye politikasından daha büyük etkiye sahip olduğunu tespit etmiştir. Türkiye'de 2000-2018 yıllarını baz alarak para ve maliye politikalarının etkileşimini inceleyen Güler (2019), VAR ve ARDL modellerinden yararlanmış ve parasal faktörlerin mali faktörleri önemli düzeyde etkilediği, ancak maliye politikasından para politikasına böyle bir etkinin olmadığı dolayısıyla analiz döneminde para politikasının maliye politikasına hakim olduğu yönünde bulgular elde etmiştir. Para ve maliye politikası arasındaki etkileşimi inceleyen bir diğer çalışma Büyükbaşaran vd. (2020) tarafından yapılmıştır. Büyükbaşaran vd., 2003Q2 ile 2018Q4 arasındaki dönemi kapsayan bir veri seti ile Türkiye'de para ve maliye politikaları arasındaki etkileşimi diğer bir değişle bu iki politikanın farklı makroekonomik şoklara nasıl tepki verdiği, şokların türlerinin önemli olup olmadığını SVAR modeli ile incelemiştir. Bulgular, şokların kaynağının bu iki politika arasındaki etkileşim yönünden önemli olduğu, talep ve arz şokunda politikaların birbirine karşı tamamlayıcı, birbirlerinden kaynaklı şoklara karşı ikame edici özelliğe sahip olduğu yönündedir.

Japonya Merkez Bankası'nın en son para politikası davranışı (özellikle sıfır faiz oranı politikası ve negatif faiz oranı politikası) ile Japon vergi politikasının 2002- 2017 arası döneminde gelir eşitsizliği üzerindeki etkilerini değerlendiren Taghizadeh-Hesary vd. (2020), vektör hata düzeltme modelinden yararlanmıştır. Elde ettikleri bulgular para stokundaki (m1) artışın gelir eşitsizliğini önemli ölçüde artırdığı, vergi politikasının ise gelir eşitsizliğini azaltmada etkili olduğu yönündedir. Bir diğer bulgu ise vergi politikasının gelir eşitsizliği üzerindeki azaltıcı etkisinin, para politikasının bozucu etkisinden daha küçük olduğu yönündedir. Ayrıca para politikası kısa ve uzun vadede etkili iken vergi politikasının gelir eşitsizliği üzerinde kısa vadede önemli bir etkisi olmadığı görülmüştür.



Türkiye’de para ve maliye politikasının enflasyon üzerindeki etkisini inceleyen Bölükbaş (2021), 2006:Q1-2021:Q2 yıllarını baz aldığı çalışmada maliye politikasının enflasyonu artırıcı, para politikasının ise enflasyonu düşürücü etkisi olduğunu göstermiştir.

Bu çalışmada literatürden farklı olarak para ve maliye politikasının etkileşimi oluşturularak iki politika etkileşiminin gelir dağılımına etkisi incelenmiştir. Bu yönü ile çalışmanın literatüre katkı sağlaması beklenmektedir.

### **3.4. Ampirik Yöntem ve Veri Seti**

#### **3.4.1. Panel Veri Analizi**

Ampirik analizlerde kullanılmak üzere zaman serisi, kesit verileri ve zaman serisi ile kesit kombinasyonunun oluşturduğu panel veriler olmak üzere üç çeşit veri seti mevcut olabilir. Zaman serisi veri seti, bir ya da birden fazla değişkenin farklı zamanlarda aldığı değerlerden oluşur. Bu zaman aralığı, günlük, haftalık, aylık, çeyreklik, yıllık, 5 yıllık veya 10 yıllık olabilir. Zaman serileri veri setinde, geçmiş dönem olayları gelecek dönemdeki olayları etkileyebileceğinden dolayı zaman önemli bir boyuttur. Dolayısıyla gözlemlerin kronolojik sıralaması önemli bilgiler taşımaktadır. Kesit verileri ise belirli bir zamanda alınan firmalar, hane halkları ve ülkeler gibi birimlerden oluşan bir örneklemdir. Her 10 yılda bir yapılan nüfus sayımı, tüketici harcamaları anketleri gibi aynı zamanda toplanan bir veya birden fazla değişkene ilişkin bu veriler kesit verilerine örnek gösterilebilir. Burada örneğin, bazı aileler bir yıl içinde aynı haftalarda değil de farklı haftalarda ankete tabi tutulabilir. Böyle durumlarda tüm birimlerdeki veriler tam olarak aynı zaman dilimine karşılık gelmese de saf bir kesitsel analizde bu küçük zaman farkları göz ardı edilir (Gujarati ve Porter (2008); Wooldridge, (2015)).

"Panel veri", ülkelerin, hanehalklarının, veya firmaların bir kesitine ilişkin gözlemlerin birkaç zaman diliminde bir havuzda toplanmasını ifade eder. Zaman süresi en az iki yıldan en fazla 20 yıla kadar ve N (kesit) çok sayıda ise bu paneller mikro panel, orta büyüklükte bir N’ye ve genellikle 20 ila 60 yıl arasında T değerine sahip olan paneller ise makro panel olarak adlandırılır (Baltagi, 2021; 1). Eğer analiz dönemi boyunca tüm birimler (firma, bireyler, vb.) eşit sayıda gözlem içeriyor ise bu dengeli panel, her birim farklı sayıda gözlem içeriyor ise dengesiz panel olarak ifade edilir (Gujarati ve Porter, 2008;593).

Bu çalışmada panel veri setinden yararlanılmıştır. Panel veri seti, zaman serisi veya yatay kesit veri setine nazaran önemli birkaç avantaj içermektedir. Bu avantajların birkaçını Hsiao (2014) şöyle sıralamıştır;

1. Panel veri, tahmin edilen model parametrelerinin daha doğru çıkarımını sağlar. Çünkü panel veriler fazla sayıda veri noktası verir, serbestlik derecesini artırır ve açıklayıcı değişkenler arasındaki doğrusallığı azaltarak ekonometrik tahminlerin daha verimli olmasına neden olur.

2. Boylamsal veriler, kesitsel ya da zaman serisi verilerinden yararlanarak ele alınamayan birtakım önemli ekonomik soruyu, bireyler arası farklılıkları birey içi dinamiklerle harmanlayarak analiz edilmesine imkan tanır. Yani daha gerçekçi davranışsal hipotezler oluşturmak için daha fazla kapasiteye sahiptir.

3. Atlanan değişkenlerin, hem zamanlar arası dinamikleri hem de bireysellikleri hakkındaki bilgilerden faydalanarak, eksik değişkenlerin etkilerini daha iyi bir şekilde kontrol edilebilir. Yani panel verileri, yatay kesit veya zaman serisi verilerinde kolayca belirlenemeyen etkileri daha iyi tanımlayabilir.

4. Bireysel sonuçlar için daha doğru tahminler üretmek mümkündür. Şöyle ki, bireysel geçmişe ilişkin veriler sınırlı olduğunda, panel veriler, başkalarının davranışlarını gözlemleyerek bir bireyin davranışını öğrenme olanağı sağlar. Böylece, söz konusu bireyin gözlemlerini diğer verilerle tamamlar ve bireyin davranışına yönelik daha doğru bir tanım ortaya koyar.

5. Panel verileri, bireylerin, firmaların, ülkelerin vb. heterojen olduğunu göstermektedir. Kesit ve zaman serisi çalışmaları bu heterojenliği göz ardı ederek yanlış sonuçlar elde etme riskini taşımaktadır. Panel veriler, “homojenlik” ve “heterojenlik” sorununu araştırmak için kullanışlıdır.

6. Panel veriler bir kesit ve bir zaman olmak üzere en az iki boyut içermektedir. Dolayısıyla bu verilerin tahminin tek boyut içeren yatay kesit veya zaman serisi verilerine dayalı tahmin edicilerden daha karmaşık olması beklenir. Ancak bazı durumlarda panel veriler hesaplamayı ve çıkarımı kolaylaştırır. Örneğin zaman serisi analizindeki birim kök testlerinde tipik olan standart olmayan dağılım probleminin aksine, panel birim kök testlerinin standart asimptotik dağılımlara sahip olduğunu göstermektedir.

Normal bir zaman serisi veya yatay kesit regresyonunda değişkenlerin üzerinde bir alt simge bulunurken panel veri regresyonu çift alt simge bulunur ve böylece diğer regresyonlardan ayrılır. Panel veri regresyonu basitçe şu şekilde gösterilir;

$$y_{it} = \alpha + X'_{it}\beta + u_{it} \quad i = 1, 2, \dots, N; \quad t = 1, \dots, T \quad (3.2)$$

Burada  $i$  yatay kesit boyutunu (bireyler, firmalar, ülkeler vb.),  $t$  zaman boyutunu göstermektedir.  $\alpha$  sabit terimdir ve scalardır,  $\beta$ ,  $K \times 1$ 'dir ve  $X_{it}$  ( $X_{1it}, X_{2it}, \dots, X_{Kit}$ )  $K$  açıklayıcı değişkenler üzerindeki  $it$ ' inci gözlemdir ve  $u_{it}$  hata terimidir. Panel veri uygulamalarının çoğu tek yönlü bir hata kullanır ve bu hata terimi şu şekilde gösterilir;

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3.3)$$

burada  $\mu_i$  gözlemlenemeyen bireysel spesifik etkiyi gösterir ve zamana bağlı değil kesitten kesite farklılaşmaktadır.  $v_{it}$  ise kalan hataları göstermekte ve bu terim hem zamana hem de kesite göre değişmektedir. Kısaca  $\mu_i$  gözlemlenemeyen kesit etkilerini yakalarken,  $v_{it}$  stokastik hata terimi olarak nitelendirilebilir ve bu hata teriminin  $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma_v^2)$  olduğu varsayılır. Sadece gözlemlenemeyen kesit etkisi ve stokastik hata teriminden oluşan bu model tek yönlü hata bileşeni modeli olarak nitelendirilmektedir. Hem kesit hem de zaman etkilerinin izin verildiği model ise iki yönlü hata bileşen modeli olarak adlandırılır ve bu tanımlamaya göre hata terimi genellikle şu şekilde gösterilir;

$$u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it} \quad (3.4)$$

burada denklem (3.3)'den farklı olarak  $\lambda_t$  terimi bulunmaktadır ve bu terim regresyona dahil edilmeyen zamana özgü herhangi bir etkiyi hesaba katmaktadır (Baltagi, 2021;15-47).

Panel veri analizlerinde en genel ve sıklıkla kullanılan tahmin yöntemleri havuzlanmış en küçük kareler (pooled ols), sabit etkiler (fixed effects) ve rassal etkiler (random effects)dir. Basit regresyon modelini şu şekilde tekrar tanımlarsak;

$$y_{it} = x'_{it}\beta + z'_i\alpha + \varepsilon_{it} \quad (3.5)$$

Burada  $x_{it}$  içinde sabit terim olmayan  $N$  adet regresör barındırmaktadır.  $z'_i\alpha$  bireysel etkidir,  $z_i$  sabit bir terim ve gözlemlenebilen veya gözlemlenemeyen bir dizi bireysel veya gruba özgü değişken içerir ve  $t$  süresi boyunca sabit kalır.

a) **Havuzlanmış En Küçük Kareler:** Burada  $z_i$  sadece sabit terim içeriyorsa havuzlanmış model, ortak  $\alpha$  ve  $\beta$  eğim vektörü için tutarlı ve etkin sonuçlar verir.

b) **Sabit Etkiler (FE):**  $z_i$  gözlemlenemiyor ve  $x_{it}$  ile ilişkili ise bu durumda havuzlanmış model ile tahmin edilen  $\beta$  sapmalı ve tutarsızdır. Bu durumda model;

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3.6)$$

burada  $\alpha_i = z'_i\alpha$ , gözlemlenebilir tüm etkileri içermekte ve tahmin edilebilir bir koşullu ortalamayı belirtmektedir. Bu yaklaşım (FE)  $\alpha_i$  'yı modelde kesite özgü bir sabit terim olarak alır. Yani sabit terim her yatay kesit birim için farklı değer alırken eğim parametresi ( $\beta$ ) tüm yatay kesit birimler için aynı kalmaktadır.

c) **Rassal Etkiler (RE):** Gözlemlenemeyen bireysel etkilerin modele dâhil edilen bağımsız değişkenlerle ilişkili olmadığı varsayıldığında, model formülasyonu şöyledir;

$$y_{it} = x'_{it}\beta + \alpha + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3.7)$$

Burada  $u_i$  hata terimine ( $\varepsilon_{it}$ ) benzer gruba özgü rassal bir terimdir, ancak bu terim sadece bir örneklemden elde edilir ve her periyotta aynı değildir (Greene, 2003: 285).

### 3.4.2. Dinamik Panel Veri

İktisadi ilişkilerin birçoğu doğası gereği dinamiktir, yani önemli ölçüde geçmiş dönem davranışlarının etkisindedir. Bu nedenle ekonomik değişkenler incelenirken geçmiş dönem değerlerinin de dikkate alınması gerekmektedir. Panel veri analizinin avantajlarından biri de araştırmacının uyum dinamiklerini daha iyi anlamasına imkan tanınmasıdır (Baltagi, 2021: 187).

Arellano-Bond (1991) ve Arellano-Bover (1995)/Blundell-Bond (1998) ile daha popüler hale gelen dinamik panel tahminçileri şu durumlarda kullanışlıdır (Roodman, 2009:86);

- 1) T(zaman)'nin kısa ve N(kesit)'in büyük olduğu durumlarda,
- 2) Doğrusal fonksiyonel bir ilişkinin varlığında,

- 3) Kendi geçmiş değerleri ile ilişkili olan bağımlı değişkenin varlığı durumunda,
- 4) Hata teriminin geçmiş ve bugünkü değeri ile ilişkili olan yani katı dışsallık varsayımını ihlal eden bağımsız değişkenlerin varlığı durumunda,
- 5) Sabit bireysel etkilerin varlığında,
- 6) Heteroskedastisite ve otokorelasyon probleminin kesitlerin içinde olması ancak kesitler arasında olmaması durumunda kullanılabilir.

Bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin açıklayıcı değişkenler arasında yer aldığı dinamik ilişki şu şekilde gösterilmektedir

$$y_{it} = \delta y_{i,t-1} + x'_{it}\beta + u_{it} \quad i=1,\dots,N \quad t=1,\dots,N \quad (3.8)$$

burada  $\delta$  bir skalar,  $x'_{it}$   $1 \times K$ ,  $\beta$  yine  $K \times 1$  ve  $u_{it}$  tek yönlü bir hata bileşen modelini göstermektedir. Yani;

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3.9)$$

burada ;  $\mu_i \sim \text{IID}(0, \sigma^2_{\mu})$  ve  $v_{it} \sim \text{IID}(0, \sigma^2_v)$  kendi aralarında ve birbirinden bağımsızdır. Bu modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin yer alması birtakım sorunlar ortaya çıkarmakta ve bu nedenle klasik tahmin yöntemleri ile elde edilen sonuçlar güvenilir olmamaktadır.

Dinamik panel veri modellerinin havuzlanmış en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilmesi sapmalı ve tutarsız tahminler elde edilmesine yol açmaktadır. Şöyle ki denklemde yer alan  $y_{it}$ ,  $\mu_i$ 'nin bir fonksiyonudur. Dolayısıyla  $y_{i,t-1}$ 'de  $\mu_i$ 'nin bir fonksiyonudur. Bu durumda denklemde bağımsız değişken olarak yer alan  $y_{i,t-1}$ ,  $\mu_i$ 'yi içinde barındıran hata terimi ile korelasyonludur. Bu durumda katı dışsallık varsayımı ihlal edilmekte ve havuzlanmış EKK tahmincisinden elde edilen sonuçlar sapmalı ve tutarsız hale gelmektedir (Baltagi, 2021: 187-188).

Bağımlı değişkenin gecikmeli değeri ile hata terimi arasındaki ilişki araç değişkenler yardımı ile kontrol edilebilmektedir. Kullanılacak araç değişkenler hata terimleri ile ilişkisiz, yerine kullanılacak değişkenlerle ise yüksek ilişkili olmalıdır. Bu noktada Balestra ve Nerlove (1966), araç değişken olarak bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin kullanılabileceğini savunmuştur. İlk olarak model uygun araç değişkenler kullanılarak dönüştürülmekte ve ardından dönüştürülmüş değişkenler kullanılarak

model Havuzlanmış EKK ile tahmin edilmektedir ki bu iki aşamalı EKK tahmincisi olarak bilinmektedir. Ancak İki aşamalı EKK tahmincisinin zayıf yanı birim veya zaman etkisini dikkate almamasıdır. Bu nedenle iki aşamalı EKK tahmincisi dinamik modellerdeki içsellik problemi sebebiyle oluşan sapmayı azaltabilmekle birlikte birim (zaman) etkilerini göz ardı etmesi ile yine sapmalı sonuçlar üretmektedir (Tatoğlu, 2020:117-118).

Rassal etkiler dinamik tahmincisi ile edilen sonuçlarda sapmalı olduğundan dolayı uygulamada tercih edilmemektedir. Rassal etkili modellerde birim ve zaman etkileri rassal olduğundan dolayı hata terimi içerisinde ( $u_{it} = \mu_i + \lambda_t + v_{it}$ ) yer almaktadır. Dolayısıyla hata terimi içerisinde yer alan birim etkinin ( $\mu_i$ ), bağımlı değişkenin geçmiş değeri olarak açıklayıcı değişkenler içinde yer alan  $y_{i,t-1}$  ile ilişkili olması rassal etkili modelin birim etki ile bağımsız değişkenlerin korelasyonsuz olması ( $E(\mu_i x_{it})=0$ ) gibi önemli bir varsayımını ihlal etmektedir. Sonuç olarak rassal etkili dinamik modellerin tahmini tutarsızdır (Güriş, 2018:124-125).

Sabit etkiler tahmincisi birim etkileri ( $\mu_i$ ) göz önüne alması ve açıklayıcı değişkenler ile birim etkilerin korelasyonuna izin vermesi nedeniyle dinamik panel veri tahmininde tercih edilebilmektedir (Tatoğlu, 2020:120). Sabit ekiler varsayımı ile yapılan grup içi dönüşümde birim etkiler elimine edilmektedir. İlk olarak regresyon modelinde yer alan her bir değişkenin zamana göre ortalaması alınmakta ve daha sonra dönüştürülen bu eşitlik ilk modelden çıkarılmaktadır. Modelde yer alan  $\mu_i$  ve  $\beta_0$  zamana göre ortalamasına eşit ( $\mu_i = \bar{\mu}_i$ ) olduğundan dolayı bu terimler 0 değeri olarak modelden düşmektedir (Tatoğlu, 2021:86). Fakat  $v_{it}$  otokorelasyonlu olmasa dahi ( $y_{i,t-1} - \bar{y}_{i,-1}$ ) ile ( $v_{it} - \bar{v}_i$ ) ilişkilidir.<sup>21</sup> Çünkü  $y_{i,t-1}$  yapısı gereği  $\bar{v}_i$  ile ilişkilidir. İkinci ortalama açık bir şekilde  $y_{i,t-1}$  ile korelasyonlu olan  $v_{i,t-1}$ 'i içerir. Diğer taraftan ikinci ortalama  $y_{it}$ 'yi içerdiğinden dolayı  $v_{it}$ ,  $\bar{y}_{i,-1}$  ile korelasyonludur. Bunlar korelasyona neden olan başlıca terimlerdir. Grup içi tahmincisinin sapmalı olduğu Nickell (1981) tarafından keşfedilmiş ve literatürde “Nickell sapması” olarak adlandırılmıştır. Bu sapmanın ortadan kalması ve sabit etkiler tahmincisinin tutarlı sonuçlar üretmesi için kesit sayısının (N) değil, zaman boyutunun (T) büyümesi gerekmektedir. Judson ve Owen (1999) T=5, 10,20 ve 30 için birtakım Monte Carlo simülasyonları yapmışlar ve T'nin 30'a eşit olduğu durumda dahi sapmanın oldukça

<sup>21</sup>  $\bar{y}_{i,-1} = \frac{\sum_{t=2}^T y_{i,t-1}}{T-1}$  'dir. Yani  $\bar{y}_{i,-1}$  terimi  $y_{i,t-1}$ 'in zamana göre ortalaması alınmış halidir.

büyük olduğunu tespit etmişlerdir (Baltagi, 2021: 188). Dolayısıyla bu tahminci T'nin kısa ve sabit olduğu mikro paneller için kullanışlı görünmemektedir.

Dinamik yapıdaki modellerin standart tahmin yöntemleri ile tahmini katsayıların ciddi ölçüde sapmalı olmasına neden olmaktadır. Çünkü tipik bir panel veri seti çok sayıda kesit içerirken zaman boyutu kısa kalmaktadır. Bu durum ise Hurwicz tipi yanlılığa yol açmaktadır (Nickell, 1981:1419). Hurwicz (1950) tarafından tanımlanan bu yanlılık türünde T arttıkça sapma 0'a yaklaşmaktadır. Yani  $\beta$  tahminleri sonlu T durumlarında sapmalı olacaktır (Wilkins, 2017: 5). T sonsuza giderken sapmanın da sıfıra doğru yakınsayacağı gerçeği bu modellerin kullanımları için yeterince ikna edici değildir. Ancak bu sapmalar birinci fark yöntemi ile giderilebilir (Nickell, 1981:1419).

#### 3.4.2.1. Birinci Farklar Tahmincisi

Birinci farklar tahmin yöntemi ile yapılan birinci fark dönüşümü birim etkileri ( $\mu_i$ ) modelden elimine etmektedir. Birim etkili dinamik sabit etkiler modeli aşağıdaki gibidir;

$$y_{it} = \beta x'_{it} + \lambda y_{it-1} + \mu_i + u_{it} \quad (3.10)$$

İlk farklar dönüşümü için modelin farklı alındığında

$$y_{it} - y_{it-1} = \beta(x'_{it} - x'_{it-1}) + \lambda(y_{it-1} - y_{it-2}) + (\mu_i - \mu_i) + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (3.11)$$

olacaktır. Burada  $(\mu_i - \mu_i) = 0$  olduğundan birim etki modelden düşmektedir. Modeli fark sembolü ( $\Delta$ ) ile tekrar,

$$\Delta y_{it} = \beta \Delta x'_{it} + \lambda \Delta y_{it-1} + \Delta u_{it} \quad (3.12)$$

şeklinde yazabiliriz. Modelde birim etki yer almamakta ancak modelin dinamik yapısı gereği içsellik sorunu ortaya çıkmaktadır. Yani modeldeki  $\Delta y_{it-1}$  ile  $\Delta u_{it}$  korelasyonludur ve bu da tahmincilerin sapmalı sonuçlar vermesine yol açacaktır. Bu noktada Anderson- Hsiao(1981), gecikmeli bağımlı değişken ile hata terimi arasındaki korelasyonun iki farklı araç değişken yardımı ile kontrol altına alınabileceği şeklinde bir öneride bulunmuştur (Güriş, 2018, 114-115).

#### 3.4.2.2. Anderson ve Hsiao Tahmincisi

Anderson- Hsiao hata terimi ile ilişkili olan “  $\Delta y_{it-1} = y_{it-1} - y_{it-2}$  ” değişkeni yerine araç değişken (IV) olarak  $y_{it-2}$  veya  $\Delta y_{it-2} = y_{it-2} - y_{it-3}$  'nin kullanılmasını

önermiştir (Anderson ve Hsiao, 1981; 604). Bu yöntemde ilk olarak dinamik modelin farkı alınmakta ve daha sonra önerilen araç değişkenlerden biri hata terimi ile korelasyonlu olan bağımlı değişken yerine konulur ve model Havuzlanmış EKK ile tahmin edilir. Dinamik bir panel veri modeli;

$$y_{it} = \lambda y_{it-1} + \beta x'_{it} + \mu_i + u_{it} \quad (3.13)$$

şeklindedir. Bu modelin ilk farkı alındığında modelden sabit parametre ve birim etki modelden düşmekte ve

$$y_{it} - y_{it-1} = \lambda(y_{it-1} - y_{it-2}) + \beta(x'_{it} - x'_{it-1}) + (\mu_i - \mu_i) + (u_{it} - u_{it-1}) \quad (3.14)$$

$$\Delta y_{it} = \delta \Delta x_{it} + \Delta u_{it} \quad (3.15)$$

model denklem 3.15 halini almaktadır. Burada  $\Delta x_{it} = [(y_{it-1} - y_{it-2}), (x'_{it} - x'_{it-1})]'$  dir. Yani fark parametresi ile aynı dekleme  $\Delta x_{it} = [\Delta y_{it-1}, \Delta x'_{it}]$  şeklinde yazılabilmektedir. Bu aşamadan sonra hata terimi ile korelasyonlu olan  $\Delta y_{it-1}$  teriminin yerine  $y_{it-2}$  veya  $\Delta y_{it-2}$  araç değişkenlerinden biri kullanılacaktır. Bu durumda araç değişken vektörü  $M = [y_{it-2}, \Delta x'_{it}]$  veya  $M = [\Delta y_{it-2}, \Delta x'_{it}]$  olacaktır. Yani dışsal değişkenlerin araç değişkenleri kendileri iken,  $\Delta y_{it-1}$  'in yerini kendisi ile yüksek korelasyonlu hata terimleri ile korelasyonsuz olan araç değişkenler almıştır (Tatoğlu, 2020; 126-127).

Arellano (1989), çalışmasında  $y_{it-2}$  yerine  $\Delta y_{it-2}$  kullanan tahmin edici ile elde edilen parametrelerin varyanslarının çok büyük olduğunu ancak  $y_{it-2}$  araç değişkeni kullanıldığında varyansların daha küçük olduğunu bu nedenle  $\Delta y_{it-2}$  yerine  $y_{it-2}$ 'nin araç değişken olarak kullanılmasının daha uygun olduğunu tespit etmiştir.

Anderson- Hsiao tahmincisinin zayıf yanı mevcut tüm moment koşullarını kullanmaması ve hata teriminin farklı alınmış yapısını ( $\Delta u_{it}$ ) dikkate almamasıdır. Dolayısıyla bu araç değişken (IV) tahmin yöntemi ile elde edilen parametreler tutarlı ancak otokorelasyon problemi nedeniyle etkin değildir. Bu doğrultuda Arellano ve Bond (1991), Anderson ve Hsiao (1981) tahmin edicisinden daha verimli bir yöntem olan genelleştirilmiş momentler (GMM) tahmincisini ileri sürmüştür (Baltagi, 2021; 188-189).



### 3.4.2.3. Arellano ve Bond Tahmincisi

Arellano ve Bond (1991) tarafından önerilen “fark GMM” veya “iki aşamalı araç değişkenler tahmincisi” olarak da bilinen bu yöntemde ilk olarak, birinci fark modeli araç değişken matrisi kullanılarak dönüştürülür ve dönüştürülmüş bu model daha sonra EKK ile tahmin edilir (Tatoğlu, 2020;131). Bunu regresörsüz yani bağımlı değişkenin gecikmeli değerinden başka bağımsız değişkenin bulunmadığı basit otoregresif modelle gösterecek olursak (Baltağı, 2021;189);

$$y_{it} = \lambda y_{it-1} + u_{it} \quad (3.16)$$

$$u_{it} = \mu_i + v_{it} \quad (3.17)$$

Burada T sabit ve N sonsuza giderken tutarlı bir “ $\lambda$ ” tahmini için birim etkilerin yok edilmesi yani modelin farkının alınması gerekmektedir. Modelin birinci farkı şu şekildedir;

$$y_{it} - y_{it-1} = \lambda(y_{it-1} - y_{it-2}) + (v_{it} - v_{it-1}) \quad (3.18)$$

Birinci fark tahmincisinde birim etki modelden düşmüş ancak  $y_{it-1}$  ile  $v_{it}$  ilişkisi olduğundan dolayı sonuçlar sapmalıdır. Ayrıca ve  $(v_{it} - v_{it-1})$  birim köklü MA(1) süreci izlemektedir.  $t = 3$  denklemi tekrar yazarsak,

$$y_{i3} - y_{i2} = \lambda(y_{i2} - y_{i1}) + (v_{i3} - v_{i2}) \quad (3.19)$$

Bu durumda,  $v_{it}$  otokorelasyonlu olmadığı sürece,  $(y_{i2} - y_{i1})$  ile yüksek derecede ilişkili ve  $(v_{i3} - v_{i2})$  ile ilişkili olmayan  $y_{i1}$  geçerli bir araç değişkendir.  $t = 4$  için denklem;

$$y_{i4} - y_{i3} = \lambda(y_{i3} - y_{i2}) + (v_{i4} - v_{i3}) \quad (3.20)$$

Şimdi ise  $(v_{i4} - v_{i3})$  ile korelasyonlu olmayan hem  $y_{i1}$  hem de  $y_{i2}$ ,  $(y_{i3} - y_{i2})$  için araç değişken olarak kullanılabilir. Böylece T periyodu için araç değişkenler seti  $[y_{i1}, y_{i2}, y_{i3}, \dots, y_{i,T-2}]$  şeklinde olur. Bu araç değişkenler seti matris notasyonu ile şöyle gösterilir;

$$W_i = \begin{bmatrix} [y_{i1}] & 0 & 0 & 0 \\ 0 & [y_{i1}, y_{i2}] & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & [y_{i1}, \dots, y_{i,T-2}] \end{bmatrix} \quad (3.21)$$

Vektör formundaki farkı alınmış denklemi yani denklem (3.18)'i  $W$  ile çarparsak denklem (3.22) elde edilir.

$$W'\Delta y = W'(\Delta y_{-1})\lambda + W'\Delta v \quad (3.22)$$

Denklem (3.22) genelleştirilmiş en küçük kareler ile tahmin edilerek (GLS) Arellano ve Bond (1991) fark GMM tutarlı tahmin edicilerine ulaşılır (Baltagi, 2021:190);

$$\hat{\lambda}_1 = [(\Delta y_{-1})'W(W'(I_N \otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y_{-1})]^{-1} \times [(\Delta y_{-1})'W(W'(I_N \otimes G)W)^{-1}W'(\Delta y)] \quad (3.23)$$

burada,  $(I_N \otimes G)$  hata terimlerinin varyans kovaryans matrisidir.

### 3.4.3. Model Seçimi, Veri Seti ve Ampirik Bulgular

#### 3.4.3.1. Model Seçimi

Çalışmanın bu kısmında geliştirmekte olan ve gelişmiş ülke gruplarında ekonomik politikalar (para ve maliye) ile gelir dağılımı arasındaki ilişkinin dinamik panel veri yöntemi ile incelenmesi amaçlanmıştır. Bu yöntemin tercih edilme sebeplerinden biri ve en önemlisi makroekonomik değişkenlerin birçoğunun dinamik yapıya sahip olmasıdır. Makroekonomik değişkenlerin çoğu önemli derecede önceki dönem davranışlarının etkisindedir ve bu değişkenler incelenirken de geçmiş dönem hareketleri dikkate alınmalıdır. Bu noktada dinamik panel veri yöntemi bağımlı değişkenin gecikmeli değerini modele dahil ederek dinamik özelliği yansıtmaktadır. Bu yöntemin tercih edilme sebeplerinden bir diğeri analizde kullanılan veri setinde zaman boyutunun kısa, kesit boyutunun ise daha büyük olmasıdır. Bu durumda dinamik panel yöntemleri daha kullanışlı olmaktadır. Ayrıca dinamik panel ile tahmin edilen modelde bağımlı değişkenin gecikmeli değerinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması da modeli dinamik olarak tanımlamanın doğruluğunu desteklemektedir. Dolayısıyla dinamik olmayan diğer modeller yanlış tanımlanmaktadır.

Dinamik panel veri yöntemine karar verildikten sonra dinamik tahmincilerden hangisinin tercih edilmesi gerektiği önemli bir olgudur. Bu noktada çalışmada Arellano ve Bond tahmincisi tercih edilmiştir. Dinamik panel modellerinde Havuzlanmış EKK, Balestra ve Nerlove (1966) iki aşamalı EKK tahmincisi, Rassel Etkiler, Sabit Etkiler ve Anderson ve Hsiao tahmincisinin tercih edilmeme nedenleri ve Arellano ve Bond

tahmincisinin bu tahmincilerden üstün yönleri 3.4.2. numaralı başlık altında ayrıntılı bir şekilde tartışılmıştır.

Bu başlık altında anlatılanları özetlemek gerekirse, Havuzlanmış EKK tahmincisinde, modelde bağımsız değişken olarak yer alan bağımlı değişkenin gecikmeli değeri ile birim etkileri içinde barındıran hata teriminin ilişkili olması HEKK tahmincisinin önemli varsayımlarından dışsallığı ihlal etmekte bu da sonuçların sapmalı ve tutarsız olmasına yol açmaktadır. HEKK'deki içsellik sorunu nedeniyle oluşan sapmayı önlemek için geliştirilen Balestra ve Nerlove (1966) iki aşamalı EKK tahmincisi, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini araç değişken olarak kullanarak içsellikten kaynaklı sapmayı azaltırken birim etkileri dikkate almaması nedeniyle sapmalı sonuçlar üretmektedir. Dinamik rassal etkiler tahmininde ise hata terimi içerisinde yer alan birim etkinin, bağımsız değişkenlerden biri olan  $y_{it-1}$  ile korelasyonlu olması sonuçların tutarsız olmasına yol açmaktadır. Sabit etki tahmini zaman boyutunun kısa olduğu mikro panellerde tutarlı değildir. Ancak T sonsuza giderse sapmalar 0'a yaklaşmaktadır. Çalışmada T=12 olduğundan dolayı sabit etkiler yaklaşımı da uygun görülmemiştir.

Standart tahmin yöntemlerinin dinamik modellerin tahmininde oluşturduğu sapmaları gidermek için önerilen birinci fark yönteminde de  $\Delta y_{it-1}$  ile  $\Delta u_{it}$  korelasyonu içsellik sorununa yol açarak yine sapmalı tahminler üretmektedir. Bunun üzerine hata terimi ile ilişkili olan gecikmeli bağımlı değişken yerine araç değişkenlerin kullanımını öneren Anderson ve Hsiao tahmincisinin ise modelde yer alan farklı alınmış hata teriminin yarattığı otokorelasyonu dikkate almamış olması etkin olmayan sonuçlar üretmeye neden olmuştur. Çalışmada bu tahminciler tercih edilmemesine rağmen karşılaştırma yapmak amacı ile rapor edilmiştir. Ancak asıl dikkate alınacak ve yorumlanacak sonuçlar Arellano ve Bond (1991) fark GMM tahmincisinden üretilenlerdir.

### 3.4.3.2. Veri Seti

Çalışmada ilk oluşturulan veri setinde gelişmekte olan ülke grubu ele alınırken, ikinci de gelişmiş ülke grubu ele alınmıştır. Bu ülke grupları belirlenirken IMF'nin ülke sınıflandırmasından yararlanılmıştır. Gelişmekte olan ülke grubunda Arnavutluk, Arjantin, Ermenistan, Bangladeş, Belarus, Brezilya, Şili, Çin, Kolombiya, Dominik Cumhuriyeti, Filipinler, Gambiya, Gana, Macaristan, Hindistan, Endonezya, Jamaika,

Ürdün, Malezya, Mali, Meksika, Moldova, Polonya, Romanya, Rusya, Sırbistan ve Türkiye olmak üzere 27 ülke yer almaktadır. Gelişmiş ülkeler grubu ise Almanya, Avusturya, Belçika, Estonya, Finlandiya, Fransa, Hollanda, İrlanda, İspanya, İtalya, Kıbrıs, Letonya, Litvanya, Lüksemburg, Malta, Portekiz, Slovakya, Slovenya, Yunanistan, Avustralya, Kanada, Çekya, İzlanda, İsrail, Kore, Yeni Zelanda, Norveç, Singapur, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve ABD olmak üzere toplamda 33 ülkeden oluşmaktadır. Verileri eksik olan ülkeler analiz dışı bırakılmıştır.

Analiz başlangıcı 2008 küresel krizi ve etkisini devam ettirdiği 2009 yılı sonrasında yani 2010 yılında başlamış olup verilerin son açıklanma tarihi olan 2021 yılı ile sonlandırılmıştır. Gelir dağılımı eşitsizliğinin göstergesi olan gini endeksi bağımlı değişken olarak seçilmiş ve para politikasını temsilen ülkelerin politika faiz oranı<sup>22</sup>, maliye politikasını temsilen vergilerin GSYİH içindeki payı ve iki politikanın birlikte etkisini değerlendirmede ise politika faizi ve vergi gelir oranlarının çarpımından oluşan etkileşim terimi (interaction term) kullanılmıştır. Ayrıca literatürdeki çalışmalardan faydalanarak gelir dağılımını etkileyen faktörler kişi başına GSYİH büyüme oranı, dışa açıklık, nüfus büyüme oranı olarak belirlenmiş ve bu faktörler kontrol değişkeni olarak modellere eklenmiştir. Aşağıdaki tabloda değişkenlerin isimleri, açıklamaları ve elde edildikleri kaynaklar verilmiştir.

---

<sup>22</sup> Gelişmiş ülkeler grubunda yer alan İsveç ve İsviçre ülkelerinin para politikası faiz oranları negatif değerler içerdiğinden dolayı bu ülkelerin politika faizi yerine bu politikaya yakın hareketler seyreden borç verme faiz oranı (lending rate) kullanılmıştır. Euro bölgesinin Central Bank tarafından verilen politika faiz oranları “0” değerleri içerdiğinden dolayı bu bölgeyi içeren ülkeler için uyumlaştırılmış oranlar (Harmonized Euro Area Rates) kullanılmıştır.

**Tablo 3.1.** Değişkenler, Tanım ve Kaynak

DEĞİŞKEN	TANIM	KAYNAK
GİNİ	Gini Katsayısı	Standartlaştırılmış Dünya Gelir Eşitsizliği Veritabanı (SWIID)
İNT	Politika Faizi	Uluslararası Para Fonu (IMF), Central Bank
FP	Vergi gelirlerinin GSYİH içindeki	OECD
GDP	Kişi Başı GSYİH Büyüme Oranı	WDI-World Bank
TRO	Dışa Açıklık	WDI-World Bank
POP	Nüfus Artış Oranı	WDI-World Bank
İT	Etkileşim Terimi (İNT*FP)	Tarafımızca Oluşturulmuştur

Değişkenlere ait veri setlerinin elde edildiği veri tabanında bazı dönemlere ait eksik verileri tamamlamak için interpolation (ara değerini bulma) yönteminden yararlanılmıştır. Bu yöntemde x'e karşılık gelen y değeri,  $y_0$  ve  $y_1$ 'in gözlemlendiği yerde  $x_0 < x$  ve  $x_1 > x$  olacak şekilde en yakın  $(x_0; y_0)$  ve  $(x_1; y_1)$  noktaları tespit edilir ve denklem (3.24)'den yola çıkılarak hesaplanır;

$$\frac{y - y_0}{x - x_0} = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0} \quad (3.24)$$

$$y - y_0 = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0} (x - x_0)$$

$$y = \frac{y_1 - y_0}{x_1 - x_0} (x - x_0) + y_0$$

Ancak  $(x_0; y_0)$  ve  $(x_1; y_1)$  x' in her iki tarafında yer almıyorsa, bu kez x' in aynı tarafındaki en yakın iki nokta belirlenerek formül uygulanmaktadır. Eğer  $x_0$  için aynı değere sahip birden fazla gözlem varsa, bu kez de  $y_0$ , bu gözlemlere karşılık gelen y değerlerinin ortalaması olarak alınmakta ve  $(x_1; y_1)$  aynı şekilde formüle edilmektedir (Meijering, 2002).

### 3.4.3.3. Yatay Kesit Bağımlılığı

Panel veri analizlerinde temel varsayımlardan biri kalıntıların kesitlere göre bağımsız olmasıdır. Ancak yapılan birçok analizde yatay kesit birimler boyunca kalıntıların eşzamanlı korelasyona sahip olması durumu ile karşılaşılmakta ve bu ise korelasyon matrisinin birim matris olmasına engel olmaktadır. Dolayısıyla modelde kesitler arası korelasyonun varlığının sınanması önem teşkil etmektedir (Tatoğlu, 2021; 257).

Literatürde yatay kesit bağımlılığının varlığını sımayan çeşitli testler bulunmaktadır. En eski testlerden biri Breusch-Pagan (1980) tarafından geliştirilen Lagrange Çarpanı ( $CD_{LM}$ ) testidir. Sıfır hipotezi yatay kesit bağımlılığı olmadığını ifade eden bu test N'nin küçük ve T'nin yeterince büyük olduğu durumlarda güvenilir sonuçlar verdiği için dolayı bu çalışmada tercih edilmemiştir. Benzer şekilde  $CD_{LM}$  testinin ölçeklendirilmiş versiyonu N'nin büyük ve T'nin küçük olduğu veri setlerinden elde edilen sonuçlarda ciddi bozulmalar meydana getirdiğinden dolayı tercih edilmemiştir. Çalışmada Pesaran (2004)'in Breusch ve Pagan'ın LM testinin eksikliğini kabul ederek geliştirdiği CD testinden yararlanılmıştır. Pesaran(2004)'in  $N>T$  olduğu durumlarda önerdiği bu test Breusch ve Pagan (1980) Lagrange Çarpan testinin bir uzantısı olup, kesit kalıntıları arasındaki korelasyon katsayılarının ortalamasına dayanmaktadır ve CD test istatistiği (Pesaran, 2004);

$$CD = \sqrt{\frac{2T}{N(N-1)}} \left[ \sum_{i=1}^{N-1} \sum_{j=i+1}^N (\hat{\rho}_{ij}) \right] \quad (3.25)$$

şekindedir. burada  $\hat{\rho}_{ij}$  terimi kalıntılar (i. ve j.) arasındaki korelasyon katsayısıdır ve denklem (3.26) yardımı ile hesaplanır;

$$\hat{\rho}_{ij} = \hat{\rho}_{ji} = \frac{\sum_{t=1}^T e_{it}e_{jt}}{(\sum_{t=1}^T e_{it}^2)^{\frac{1}{2}}(\sum_{t=1}^T e_{jt}^2)^{\frac{1}{2}}} \quad (3.26)$$

CD test istatistiği için hipotezler şu şekildedir;

$H_0$ : Yatay kesit bağımlılığı yoktur.

$H_1$ : Yatay kesit bağımlılığı vardır.

Tablo 3.2' de ülke gruplarına ve değişkenlere ait yatay kesit bağımlılık test sonuçları yer almaktadır. Tabloya bakıldığında hem gelişmekte olan hem de gelişmiş ülke grubunun ele alındığı modellerde  $H_0$  hipotezi tüm anlamlılık düzeylerinde reddedilememektedir. Yani modellerde yatay kesit bağımlılığı olmadığına karar verilmektedir. Modeldeki değişkenlere tek tek bakıldığında gelişmekte olan ülke grubunda yer alan FP hariç diğer tüm değişkenlerde  $H_0$  hipotezi reddedilmektedir. Yani paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğuna karar verilmektedir. Gelişmiş ülke grubunda ise GİNİ değişkeni hariç diğer tüm değişkenlerde  $H_0$  hipotezi

reddedilmekte ve paneli oluşturan birimler arasında yatay kesit bağımlılığı olduğu sonucuna varılmaktadır.

**Tablo 3.2.** Yatay Kesit Bağımlılığı Test Sonuçları

Pesaran CD				
Ülke Grubu	İstatistik			Prob.
Gelişmekte Olan	-1.567			0.117
Gelişmiş	-0.569			0.354
Gelişmekte Olan Ülkeler		Gelişmiş Ülkeler		
Değişkenler	İstatistik	Prob.	İstatistik	Prob.
Gini	9.511932	0.0000	0.542340	0.5876
INT	16.07373	0.0000	45.19857	0.0000
FP	1.151106	0.2497	14.27930	0.0000
İT	15.06745	0.0000	40.87504	0.0000
GDP	33.71692	0.0000	50.41496	0.0000
POP	29.71806	0.0000	8.055086	0.0000
TRO	8.193388	0.0000	15.90044	0.0000
Yokluk Hipotezi (H <sub>0</sub> ): Yatay kesit bağımlılığı yoktur.				

#### 3.4.3.4. Birim Kök Testi

Yatay kesit bağımlılığı olduğu durumda değişkenlerde birim kök varlığının sınanması için yatay kesit bağımlılığını dikkate alan birim kök testlerine ihtiyaç vardır. Literatürde kesit birimleri arasında korelasyon olmadığı durumda kullanılan testler birinci nesil, birimler arası korelasyon olduğu durumda kullanılan testler ise ikinci nesil olarak adlandırılmaktadır. Çalışmada gelişmekte olan ülkeler için ele alınan değişkenlerden FP, gelişmiş ülke grubundan ise GİNİ değişkeninde yatay kesit bağımlılığı olmadığı dolayısıyla bu değişkenlere birinci nesil birim kök testi uygulanması gerektiği, iki ülke grubundan da geriye kalan tüm değişkenlerde yatay kesit bağımlılığı olduğu ve bu değişkenlere de ikinci nesil birim kök testi uygulanması gerektiği tespit edilmiştir. Fakat çalışmada iki ülke grubunda yer alan tüm değişkenlere hem birinci nesil birim kök testlerinden Levin, Lin ve Chu (2002), hem de ikinci nesil birim kök testlerinden Pesaran (2007)'in CIPS testi uygulanmıştır.

Levin, Lin ve Chu (2002), her bir zaman serisinin durağan olduğu alternatif hipotezine karşı her bir zaman serisinin bir birim kök içerdiği boş hipotezini test etmek için havuzlanmış yatay kesit zaman serisi verilerini kullanan bir prosedür geliştirmiştir. LLC testinin hipotezi şöyledir (Baltagi,2021):

$H_0: \rho \neq 0$  (Her ülke zaman serisi birim kök içermektedir)

$H_1: \rho = 0$  (Her ülke zaman serisi durağandır)

LLC test denklemi şu şekildedir;

$$\Delta y_{it} = \rho y_{i,t-1} + \sum_{L=1}^{p_i} O_{iL} \Delta y_{it-L} + \alpha_{mi} d_{mt} + \varepsilon_{it} \quad m = 1, 2, 3 \quad (3.27)$$

burada  $\Delta y_{it}$  ilk farkları,  $d_{mt}$  deterministik değişenler vektörü,  $\alpha_{mi}$   $m=1,2,3$  ( $d_{1t} = \{\emptyset\}$ ;  $d_{2t} = \{1\}$  ve  $d_{3t} = \{1, t\}$ ) modeli için karşılık gelen katsayı vektörü ve  $p_i$  birimler arası değişebilen gecikme uzunluğunu temsil etmektedir.  $\varepsilon_{it}$  hata terimi ise otokorelasyonsuz ARMA süreci izlemektedir.

İlk olarak test için oluşturulan modelden iki ayrı regresyon oluşturulur ve kalıntılar elde edilir.

$$\hat{\varepsilon}_{it} = \Delta y_{it} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{O}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.28)$$

$$\hat{v}_{it-1} = y_{it-1} - \sum_{L=1}^{p_i} \hat{O}_{iL} \Delta y_{it-L} - \hat{\alpha}_{mi} d_{mt} \quad (3.29)$$

Kesitlerdeki birimlerden kaynaklanan heterojenliği kontrol edebilmek için bu kalıntılar temel modelin standart hatasına bölünerek normalleştirilir.  $\hat{\sigma}_{\varepsilon i}$  standart hatalar olmak üzere  $\tilde{\varepsilon}_{it} = \hat{\varepsilon}_{it} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$  ve  $\tilde{v}_{it-1} = \hat{v}_{it-1} / \hat{\sigma}_{\varepsilon i}$  şeklinde hesaplanır.

Testin diğer adımında uzun dönem standart sapma oranı tahmin edilerek uzun dönem ve kısa dönem standart sapmalar birbirine oranlanır. Böylece her  $i$  birimi için standart sapma elde edilir.

$$\hat{s}_i = \frac{\hat{\sigma}_{y_i}^2}{\hat{\sigma}_{\varepsilon i}^2} \quad (3.30)$$

Eşitlikten elde edilen standart sapmanın basit ortalaması ile ortalama standart sapma ( $\hat{s}_N$ ) elde edilir ve bu değer  $t$  istatistiğinin düzeltilmesinde kullanılmaktadır.

$$\hat{s}_N = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \hat{s}_i \quad (3.31)$$

“ $\rho$ ” parametresinin durağan olup olmadığını test etmek için;

$$\tilde{\varepsilon}_{it} = \rho \tilde{v}_{i,t-1} + \tilde{\varepsilon}_{it} \quad (3.32)$$



modeli tahmin edilir ve  $\rho = 0$  altında LLC panel birim kök t istatistiği hesaplanır. Bu t istatistiği  $t_\rho = \hat{\rho}/std(\hat{\rho})$ ,  $d_{1t} = \{\emptyset\}$  olduğu durumda normal dağılıma sahipken,  $d_{2t} = \{1\}$  ve  $d_{3t} = \{1, t\}$  modelleri için düzeltilmiş  $t_\rho$  istatistiğini hesaplanmaktadır.

$$t_\rho^* = \frac{t_\rho - N\tilde{T}\hat{S}_N\hat{\sigma}_\varepsilon^{-2}std(\hat{\rho})\mu_{m\tilde{T}}^*}{\sigma_{m\tilde{T}}^*} \quad (3.33)$$

$t_\rho^*$  asimptotik olarak  $N(0, 1)$  normal dağıldığını göstermektedir. Formülde yer alan  $\mu_{m\tilde{T}}^*$  düzeltilmiş ortalama ve  $\sigma_{m\tilde{T}}^*$  düzeltilmiş standart sapmayı temsil etmektedir. Bu parametrelerin değerleri ise LLC(2002) makalesinde tablo 2'de yer almaktadır. Elde edilen test istatistiği LLC(2002) tablo değerleri ile karşılaştırıldığında ve  $H_0$  hipotezi reddedilir ise paneldeki serilerin durağan olduğu kararına varılır (Baltagi, 2005:240-241&Güriş, 2018:271-274).

Tablo 3.3' de LLC birim kök test sonuçları yer almaktadır. LLC test sonucunda gelişmekte olan ülke grubundaki GİNİ, İNT, İT, GDP ve TRO değişkenlerinin %1, FP ve POP değişkenlerinin ise %5 önem düzeyinde durağan olduğu görülmektedir. Gelişmiş ülke grubundaki değişkenlerden ise FP %10, GDP %5 ve GİNİ, İNT, İT, POP değişkenlerinin %1 önem düzeyinde durağa olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 3.3.** LLC Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	Gelişmekte Olan Ülke Grubu		Gelişmiş Ülke Grubu	
	t ist.	Prob.	t ist.	Prob.
GİNİ	-9.14775	0.0000***	-3.15064	0.0008***
INT	-5.60172	0.0000***	-15.7974	0.0000***
FP	-1.79233	0.0365**	-1.56494	0.0588*
İT	-5.03902	0.0000***	-15.4546	0.0000***
GDP	-11.4896	0.0000***	-1.86892	0.0308**
POP	-1.90074	0.0287**	-7.42328	0.0000***
TRO	-4.82573	0.0000***	-3.32784	0.0004***

Pesaran (2007) yatay kesit bağımlılığı problemiyle başa çıkmak için standart Dickey-Fuller veya ADF regresyonlarını gecikmeli seviyelerin kesit ortalamaları ve bireysel serilerin birinci farkları ile arttırmaya dayanan, kesitsel olarak artırılmış Dickey-Fuller olarak adlandırılan CADF testini önermiştir. Yani standart panel birim kök testleri artık bireysel kesitsel olarak artırılmış ADF istatistiklerinin basit ortalamalarına dayanmaktadır (Pesaran, 2007;266).

Basit CADF regresyonu şu şekildedir (Baltagi; 2005;249-250);

$$\Delta y_{it} = \rho \delta_i + \lambda_i y_{i,t-1} + d \bar{y}_{t-1} + d_1 \Delta \bar{y}_t + \varepsilon_{it} \quad (3.34)$$

denkleme yer alan  $\bar{y}_t$  tüm N gözlemin t zamandaki ortalamasıdır. Yani  $\Delta \bar{y}_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N \Delta y_{i,t}$  şeklinde hesaplanmaktadır. Burada gecikmeli yatay kesit ortalaması ve birinci farkın varlığı yatay kesit bağımlılığını açıklamaktadır. Eğer kalıntılar korelasyonlu ise regresyon genişletilmeli, fakat hem  $y_{it}$  hem de  $\bar{y}_t$ 'nin gecikmeli birinci farkları eklenmelidir. Bu durumda model (3.35) denkleminde dönüşmektedir;

$$\Delta y_{it} = \rho \delta_i + \lambda_i y_{i,t-1} + d \bar{y}_{t-1} + \sum_{j=0}^p d_{j+1} \Delta \bar{y}_{t-j} + \sum_{k=1}^p c_k \Delta y_{i,t-k} + \varepsilon_{it} \quad (3.35)$$

CIPS istatistiğini elde etmek için, panelde yer alan her birim i için CADF regresyonunun hesaplanmasının ardından gecikmeli değerdeki ( $CADF_i$ ) t istatistiğinin ortalaması alınmaktadır. Diğer bir değişle bireysel enine kesit olarak artırılmış Dickey-Fuller istatistiklerinin ( $CADF_i$ ) ortalaması CIPS test istatistiğini vermektedir.

$$CIPS = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N CADF_i \quad (3.36)$$

Monte Carlo Simülasyonları, kesitsel olarak artırılmış panel birim kök testlerinin N ve T değerlerinin küçük olduğu durumlarda bile yeterli boyut ve güce (size and power) sahip olduğunu göstermiştir. CIPS testinin hipotezleri ise şu şekildedir;

$H_0$ : Bütün Ülkeler İçin Seri Birim Kök İçermektedir

$H_1$ : Bazı Ülkeler İçin Seri Durağandır.

CIPS istatistiği normal dağılım özelliği göstermediğinden dolayı farklı N ve T değerleri için kritik değerler Monte Carlo simülasyonları ile elde edilmiş ve bu değerler Pesaran (2007: 279-281)'de verilmiştir.

Tablo 3.4' deki CIPS testi sonuçlarına göre gelişmekte olan ülke grubundaki tüm değişkenlerin %1 önem düzeyinde durağan olduğu, gelişmiş ülke grubundaki değişkenlerden ise POP' un %5 diğer tüm değişkenlerin %1 önem düzeyinde durağan olduğu tespit edilmiştir.

**Tablo 3.4.** CIPS Birim Kök Testi Sonuçları

Değişkenler	Gelişmekte Olan Ülke Grubu		Gelişmiş Ülke Grubu	
	t ist.	Kritik Değerler	t ist.	Kritik Değerler
GİNİ	-6.78903***	Level	-6.53807***	Level
INT	-3.63212***		-3.71844***	
FP	-2.79804***	% 1	-5.75376***	% 1
İT	-2.54408***		-2.91012***	
GDP	-4.51960***	% 5	-2.58565***	% 5
POP	-3.89180***		-2.43175**	% 10
TRO	-13.65934***	% 10	-6.55939***	

### 3.4.3.5. Dinamik Panel Veril Analiz Sonuçları

Ekonomik politikaların (para ve maliye) gelir dağılımına etkisinin analiz edildiği bu çalışmada Arellano-Bond fark GMM tahmincisinden yararlanılmış ve gelişmekte olan ülke grubuna ait sonuçlar tablo 3.5’ de verilmiştir.<sup>23</sup> Modelin diagnostik testlerine bakıldığında, Wald Chi<sup>2</sup> testi modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerin bir bütün olarak anlamlı olduğunu ortaya koymaktadır. Modelde kullanılan araç değişkenlerin geçerli olup olmadığı diğer bir değişle araç değişkenler ile hata terimleri arasında korelasyon olup olmadığı Arellano-Bond (1991) tarafından önerilen Sargan testi ile belirlenmektedir. Sargan testi sonucunda aşırı tanımlama kısıtlamalarının geçerli olduğunu ifade eden H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiş yani kullanılan araç değişkenlerin geçerli olduğu tespit edilmiştir. Son olarak modelde otokorelasyon probleminin var olup olmadığı Arellano-Bond (1991) tarafından önerilen otokorelasyon testi ile sınanmıştır. GMM tahmincisinin tutarlılığı açısından önem arz eden bu testin H<sub>0</sub> hipotezi “ikinci dereceden otokorelasyon yoktur” yani  $E = [\Delta v_{it} \Delta v_{i,t-2}]$  şeklinde olup, AR(2) test sonucunda H<sub>0</sub> hipotezinin reddedilmediği görülmektedir. Yani modelde ikinci dereceden otokorelasyon sorunu yoktur. Kısaca yapılan üç diagnostik test sonuçları Arellano-Bond Fark GMM’ nin varsayımlarında bir ihlal olmadığını göstermiştir.

Arellano-Bond tahmincisinin tutarlılığı test edildikten sonra, regresyondan elde edilen sonuçlara bakıldığında; GİNİ’nin gecikmeli değeri %1, politika faizi (INT), vergi gelirleri (FP) ve etkileşim terimi (İT) %10, kontrol değişkenlerden ise dışa açıklık (TRO) %5 önem düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. INT’de meydana gelen

<sup>23</sup> Arellano- Bond fark GMM tahmini için Roodman (2006)’ın önermiş olduğu “xtabond2” komutundan yararlanılmış ve stata paket programı kullanılmıştır.

%1'lik bir artış GİNİ katsayısını %0.01 artırırken, FP'de meydana gelen %1'lik bir artış GİNİ katsayısını %0.03 oranında azaltmaktadır. Her iki politikanın birlikte etkisini gösteren İT terimindeki %1'lik bir artış ise GİNİ'yi %0.001 oranında azaltmaktadır. Yani daraltıcı para politikası gelir dağılımı üzerinde bozucu etkiye sahipken, genişlemeci para politikası gelir dağılımı üzerinde iyileştirici etkiye sahiptir. Daraltıcı maliye politikasının gelir dağılımı üzerinde etkisi iyileştirici yönde iken genişlemeci maliye politikasının etkisi ise bozucu yöndedir. Etki oranlarına bakıldığında ise daraltıcı maliye politikasının gelir dağılımını iyileştirici etkisinin daraltıcı para politikasının bozucu etkisinden daha büyük olduğu yönündedir. İki politikanın birlikte etkisi (İT) ise gelir dağılımında eşitsizliği azaltmaktadır. Özetle bu tablodan çıkarılacak sonuç, gelişmekte olan ülke grubunda para ve maliye politikasının birlikte gelir dağılımına etkisi iyileştirici yönde olduğudur.

**Tablo 3.5.** Gelişmekte Olan Ülkeler Dinamik Panel Analiz Sonuçları

Gelişmekte Olan Ülke Grubu Örneklem Dönemi (2010-2021)						
Bağımsız Değişkenler/ Tahmin Yöntemleri	Havuzlanmış EKK	İki Aşamalı EKK (2SLS)	Rassal Etkiler	Sabit Etkiler	Anderson ve Hsiao	Arellano-Bond GMM
GİNİ <sub>i,t-1</sub>	0.9918*** (0.000)	0.9860*** (0.000)	0.9744*** (0.000)	0.8586*** (0.000)	0.6111*** (0.000)	0.9510*** (0.000)
INT <sub>it</sub>	0.0097 (0.344)	0.0111 (0.275)	0.0112 (0.349)	0.0074 (0.559)	0.0120 (0.366)	0.0155* (0.078)
FP <sub>it</sub>	0.0107 (0.162)	0.0158** (0.042)	0.0112 (0.288)	-0.0182 (0.298)	0.0021 (0.914)	-0.0378* (0.070)
İT <sub>it</sub>	-0.0006 (0.372)	-0.0008 (0.273)	-0.0006 (0.466)	-0.0002 (0.822)	-0.0007 (0.399)	-0.0012* (0.076)
GDP <sub>it</sub>	-0.0070 (0.243)	-0.0076 (0.218)	-0.0069 (0.241)	-0.0065 (0.278)	-0.0021 (0.565)	-0.0165 (0.104)
POP <sub>it</sub>	0.0071 (0.760)	0.0145 (0.556)	0.0039 (0.911)	-0.0369 (0.488)	0.0245 (0.830)	-0.3485 (0.232)
TRO <sub>it</sub>	0.0002 (0.765)	-0.0006 (0.495)	-0.0017 (0.263)	0.0009 (0.749)	0.0012 (0.671)	0.0234** (0.031)
Sargan Testi						(0.134)
AR(1) Testi						(0.072)
AR(2) Testi						(0.268)
Gözlem Sayısı	297	270	297	297	243	270
Ülke Sayısı	27	27	27	27	27	27
R <sup>2</sup> / Wald ist.	0.99	0.99	0.99	0.99	0.98	Wald Chi <sup>2</sup> / 258.73 (0.000)
Parantez () içindeki rakamlar Prob. değerlerini ifade etmektedir.						

Tabloda yer alan Havuzlanmış EKK, İki aşamalı EKK, Rassal etkiler, Sabit etkiler ve Anderson-Hsiao tahmincilerinden elde edilen sonuçlara bakıldığında tüm tahmin yöntemlerinde otoregresif katsayının yani  $G\dot{I}N\dot{I}_{i,t-1}$  teriminin anlamlı olduğu diğer tüm değişkenlerin ise (FP hariç) anlamsız olduğu görülmektedir. Ancak tüm bu tahmincilerden elde edilen sonuçların güvenilir olmadığı bu nedenle de dikkate alınmayacağı daha önceki bölümlerde tartışılmıştır. Bu tahmincilerin raporlanma sebeplerinden biri karşılaştırma yapma imkanı bulmak iken bir diğeri ise havuzlanmış EKK ile sabit etkiler tahmincilerinin otoregresif katsayı için alt ve üst sınır çiziyor olmasıdır. Bu iki tahmincinin zıt yönlerde sapmalı olma olasılığının yüksek olması tutarlı bir tahminci elde etmek için önemlidir. Tutarlı bir tahmincinin otoregresif katsayısı Havuzlanmış EKK ve Sabit Etki tahmininin arasında yer alacağı, yani HEKK tahmincisinden daha yüksek ve sabit etki tahmincisinden de daha düşük olmayacağı beklenir (Bond, 2002). Tabloda Arellano-Bond tahmincisinden elde edilen otoregresif katsayının 0.95 olduğu ve bu değer Havuzlanmış EKK (0.99) ile sabit etkiler (0.85) tahmincilerinin otoregresif katsayı değerlerinin arasında kaldığı görülmektedir. Dolayısıyla Arellano-Bond tahmincisinin bu açıdan da tutarlı olduğu söylenebilir.

Gelişmiş ülkeler grubundan elde edilen sonuçlar tablo 3.6' da yer almaktadır. İlk olarak modelin diagnostik testlerine bakıldığında Sargan testi sonucunda  $H_0$  hipotezi reddedilememiş, kullanılan araç değişkenlerin geçerli olduğu görülmüştür. AR(2) test sonucunda  $H_0$  hipotezinin reddedilmediği, modelde ikinci dereceden otokorelasyon sorunu olmadığı tespit edilmiştir. Wald  $\chi^2$  testi sonucunda ise  $H_0$  hipotezi reddedilmiş yani modelde yer alan açıklayıcı değişkenlerin bütün olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Dolayısıyla Arellano-Bond Fark GMM' nin varsayımlarında bir ihlal olmadığı görülmüştür.

Arellano ve Bond tahmincisinin sonuçlarına bakıldığında yalnızca otoregresif katsayının %1 önem düzeyinde anlamlı olduğu ve diğer tüm değişkenlerin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Otoregresif katsayı yani  $G\dot{I}N\dot{I}_{i,t-1}$  terimi 0.96 olup, üst (0.99) ve alt (0.90) kritik değerler arasında kalmaktadır. Yani tahminci bu yönüyle de tutarlıdır.

**Tablo 3.6.** Gelişmiş Ülkeler Dinamik Panel Analiz Sonuçları

Gelişmiş Ülke Grubu Örneklem Dönemi (2010-2021)						
Bağımsız Değişkenler /Tahmin Yöntemleri	Havuzlanmış EKK	İki Aşamalı EKK (2SLS)	Rassal Etkiler	Sabit Etkiler	Anderson ve Hsiao	Arellano-Bond GMM
$G\dot{N}\dot{I}_{i,t-1}$	0.9994*** (0.000)	0.9954*** (0.000)	0.9932*** (0.000)	0.9050*** (0.000)	0.8156*** (0.000)	0.9674*** (0.000)
$INT_{it}$	0.0946* (0.052)	0.1242** (0.013)	0.0467 (0.355)	0.0133 (0.804)	0.0889 (0.266)	0.1042 (0.250)
$FP_{it}$	0.0044 (0.238)	0.0061 (0.100)	-0.0015 (0.766)	-0.0186* (0.089)	0.0012 (0.947)	0.0055 (0.752)
$\dot{I}T_{it}$	-0.0027 (0.189)	-0.0040* (0.060)	-0.00003 (0.986)	0.0020 (0.376)	-0.0006 (0.863)	-0.0016 (0.669)
$GDP_{it}$	-0.0063 (0.160)	-0.0050 (0.262)	-0.0056 (0.185)	-0.0049 (0.263)	-0.0023 (0.496)	-0.0062 (0.451)
$POP_{it}$	-0.0219 (0.219)	-0.0223 (0.228)	-0.0285 (0.208)	-0.0283 (0.309)	-0.0799* (0.054)	-0.1282 (0.335)
$TRO_{it}$	0.0002 (0.202)	0.0002 (0.219)	0.0001 (0.624)	-0.0008 (0.564)	-0.0003 (0.885)	0.0059 (0.562)
Sargan Testi						(0.635)
AR(1) Testi						(0.061)
AR(2) Testi						(0.528)
Gözlem Sayısı	352	320	352	352	288	320
Ülke Sayısı	32	32	32	32	32	32
$R^2$	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	Wald Chi <sup>2</sup> / 99.07 (0.000)
Parantez () içindeki rakamlar Prob. değerlerini ifade etmektedir.						

Gelişmiş ülke grubunun incelendiği bu model sonucunda para ve maliye politikasının birlikte gelir dağılımına etkisinin anlamlı olmadığı görülmüştür. Para politikası ile maliye politikasının birlikte etkisini ölçen etkileşim terimi (it) modelden çıkarılarak model yeniden tahmin edilmiştir. Yani politikaların birlikte gelir dağılımına etkisi anlamlı olmadığından dolayı politikalar ayrıştırılarak tekrar analiz edilmiş ve analiz sonuçları tablo 3.7’ de verilmiştir. Tablodan modelin Wald Chi<sup>2</sup>, Sargan, AR(2) sonuçlarında herhangi bir problem olmadığı yani varsayımların ihlal edilmediği görülmüştür.

Arellano-Bond tahmincisinden elde edilen sonuçlara bakıldığında;  $G\dot{N}\dot{I}$ ’nin gecikmeli değeri %1, politika faizi (INT)’nin ise %10 önem düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. INT’de meydana gelen %1’lik bir artış  $G\dot{N}\dot{I}$  katsayısını %0.07 oranında

arttırmaktadır. Yani gelişmiş ülke grubunda daraltıcı para politikası gelir dağılımı üzerinde bozucu etkiye sahipken genişlemeci para politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkisi iyileştirici yöndedir. Maliye politikası ise gelir dağılımı üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki yaratmamaktadır.

**Tablo 3.7.** Gelişmiş Ülkeler Dinamik Panel Analiz Sonuçları 2

Gelişmiş Ülke Grubu Örneklem Dönemi (2010-2021)						
Bağımsız Değişkenler /Tahmin Yöntemleri	Havuzlanmış EKK	İki Aşamalı EKK (2SLS)	Rassal Etkiler	Sabit Etkiler	Anderson ve Hsiao	Arellano-Bond GMM
$\text{GINI}_{i,t-1}$	0.9993*** (0.000)	0.9954*** (0.000)	0.9923*** (0.000)	0.9049*** (0.000)	0.8159*** (0.000)	0.9387*** (0.000)
$\text{INT}_{it}$	0.0333** (0.015)	0.0340** (0.020)	0.0465*** (0.001)	0.0591*** (0.000)	0.0762** (0.017)	0.0701* (0.054)
$\text{FP}_{it}$	0.0007 (0.763)	0.0010 (0.693)	-0.0019 (0.649)	-0.0140 (0.145)	-0.0014 (0.896)	-0.0007 (0.922)
$\text{GDP}_{it}$	-0.0066 (0.136)	-0.0057 (0.209)	-0.0056 (0.187)	-0.0048 (0.296)	-0.0023 (0.497)	-0.0055 (0.504)
$\text{POP}_{it}$	-0.0225 (0.208)	-0.0232 (0.210)	-0.0288 (0.209)	-0.02998 (0.280)	-0.0788 (0.054)*	-0.1044 (0.376)
$\text{TRO}_{it}$	0.0002 (0.204)	0.0002 (0.215)	0.0001 (0.670)	-0.0007 (0.585)	-0.0003 (0.888)	0.0057 (0.564)
Sargan Testi						(0.601)
AR(1) Testi						(0.053)
AR(2) Testi						(0.530)
Gözlem Sayısı	352	320	352	352	288	320
Ülke Sayısı	32	32	32	32	32	32
$R^2$	0.99	0.99	0.99	0.99	0.99	Wald Chi <sup>2</sup> / 92.23 (0.000)

Gelişmekte olan ve gelişmiş ülkelerin ele alındığı iki model sonucu birbiri ile kıyaslandığında ilk bulgu, her iki ülke grubunda da para politikasındaki artışın yani daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerinde bozucu, genişlemeci para politikasının ise gelir dağılımı üzerinde iyileştirici etkiye sahip yönündedir. Bir diğer bulgu daraltıcı maliye politikasının gelişmekte olan ülkelerde gelir dağılımı üzerinde iyileştirici, genişlemeci maliye politikasının ise bozucu etkiye sahip olduğu, gelişmiş ülkelerde ise maliye politikasının gelir dağılımı üzerinde hiçbir etkiye sahip olmadığı şeklindedir. En önemli ve literatürden asıl olarak farklılaşan bulgu ise gelişmekte olan ülkelerde iki politika etkileşiminin gelir dağılımına etkisinin anlamlı olduğu, gelişmiş ülkelerde ise politikalarının birlikte etkisini anlamlı olmadığı yönündedir.

### 3.5. Analiz Bulguları ve Değerlendirme

Son dönemlerde para politikası ile maliye politikası arasındaki ilişkinin sıklıkla tartışıldığı literatüre ithafen bu çalışmada para politikası ve maliye politikası etkileşiminin gelir dağılımı üzerindeki etkisi gelişmekte olan ve gelişmiş ülke grupları için 2010-2021 arası dönem baz alınıp, Arellano-Bond Fark GMM tahmincisinden yararlanılarak analiz edilmiştir.

Gelişmekte olan ülke grubunun ele alındığı modelin bulgularından ilki para politikası faiz oranında meydana genel %1'lik bir artışın gini katsayısını 0.01 oranında arttırdığı, maliye politikasında meydana gelen %1'lik bir artış gini katsayısını -0.03 oranında azalttığı yönündedir. Yani gelişmekte olan ülkelerde daraltıcı para politikası gelir dağılımında eşitsizliği artırırken, daraltıcı maliye politikası gelir dağılımında eşitsizliği azaltmaktadır. Bu doğrultuda genişlemeci para politikasının gelir dağılımında eşitsizliği azalttığı, genişlemeci maliye politikasının ise gelir dağılımında eşitsizliği arttırdığı söylenebilir. Modelin bulgularından ikincisi ise iki politika etkileşiminin gelir dağılımı üzerinde çok düşük ancak negatif ve istatistiksel olarak anlamlı etki yarattığı şeklindedir. Burada, daraltıcı maliye politikasının gelir dağılımı üzerinde iyileştirici etkisinin daraltıcı para politikasının bozucu etkisinden daha büyük olması iki politikanın birlikte etkisinin gelir dağılımında eşitsizliği azaltıcı yönde etki etmesine neden olmuştur.

Gelişmiş ülke grubu için yapılan analiz sonucunda iki politikanın birlikte gelir dağılımı üzerinde etkisi olmadığı görülmüştür. Politikaların ayrı ayrı etkilerine bakıldığında ise gelişmekte olan ülkelerle benzer şekilde daraltıcı para politikasının gelir dağılımında eşitsizliği artırdığı tespit edilmiştir. Yani para politikası faiz oranında meydana gelen %1'lik bir artış gini katsayısını 0.07 oranında artırmaktadır. Diğer yandan daraltıcı maliye politikasının gelir dağılımı üzerinde yarattığı negatif yani iyileştirici etkinin ise istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmüştür.

Hem gelişmekte olan hem de gelişmiş ülke grubunda para politikasının gelir dağılımını bozucu etkisi literatürden Furceri vd. (2018), Mumtaz ve Theophilopoulo (2017), Coibion vd. (2017) tarafından yapılan çalışma sonuçları ile benzerlik gösterirken Kronick ve Villarreal (2020) tarafından yapılan çalışma bulguları ile çelişmektedir. Maliye politikası araçlarından vergi gelirlerinde meydana gelen artışın yani daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerinde yarattığı iyileştirici etki ise



literatürden Paulus vd. (2009), Martinez Vazquez vd. (2012), Balseven ve Tuğcu (2017)'nin sonuçları ile benzerlik gösterirken Engel vd.(1999), Bargain vd. (2013) ve Kanca ve Bayrak (2019)'ın çalışma sonuçları ile çelişmektedir.

Diğer yandan gelişmekte olan ülke gruplarında iki politika etkileşiminin gelir dağılımını iyileştirdiği yönde sonuç elde edilirken gelişmiş ülkelerde politikaların birlikte etkisinin olmadığı görülmektedir. Bu sonuç gelişmekte olan ülkelerde hükûmet ile merkez bankasının etkileşim içinde olduğu yani birbirinden bağımsız olmadığını, gelişmiş ülkelerde ise tersine merkez bankasının ve hükûmetin birbirinden bağımsız hareket ettiği şeklinde yorumlanabilir.<sup>24</sup> Bu bölümle ilgili politika önerileri sonuca kısmında yer almaktadır.

Bu çalışmada gelir dağılımında eşitsizlik kavramı ülkelerin gini endeksleri kullanılarak bir bütün olarak incelenmiştir. Dolayısıyla gelir dağılımı fonksiyonel, bölgesel, sektörel vb. gruplara göre incelenmemiştir. Sonraki çalışmalarda bu ayrıma gidilerek, para ve maliye politikası etkileşiminin fonksiyonel, bölgesel, sektörel gelir dağılımına etkisi incelenebilir.

---

<sup>24</sup> Literatürde iki politika etkileşiminin gelir dağılımına etkisini konu alan herhangi bir çalışmaya rastlanmadığından dolayı karşılaştırma yapılamamıştır.

## SONUÇ

Para politikası etkileri üzerine üç deneme çalışmasından oluşan bu tez, makroekonomik faktörleri ve dolayısıyla ekonomiyi etkilemede önemli rolü olan para politikasının, etkinliğini arttırmak için dikkate alınması gereken faktörleri ortaya koyma amacıyla hazırlanmıştır.

Çalışmanın ilk kısmında yani birinci bölümünde para politikasının reel sektörlerden sanayi, hizmet ve inşaat üzerindeki etkileri 2011: 01-2019: 12 dönemi baz alınarak araştırılmıştır. Bu çalışmada ilk olarak iktisadi okulların farklı görüşleri doğrultusunda Türkiye’de para politikasının hangi akarım mekanizması kanalı ile reel sektörler üzerinde etkili olduğu, etkinin yönü ve boyutu parasal aktarım mekanizması kanallarından faiz, döviz kuru, kredi ve beklenti kanalı ele alınarak incelenmiştir. Faiz kanalını temsilen ağırlıklı ortalama fonlama maliyeti, döviz kurunu temsilen reel efektif döviz kuru, kredi hacmini temsilen reel özel sektör kredi hacmi ve beklenti kanalını temsilen tüketici güven endeksi, sektörel etkileri görmede ise sektörel ciro endeksleri kullanılmış ve literatürü takiben VAR yönteminden yararlanılmıştır.

Etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması sonuçlarından elde edilen bulgulardan ilki sanayi sektörünün tüm parasal aktarım mekanizması kanallarından etkilendiği, faiz, kredi hacmi, döviz kuru ve beklenti kanalında pozitif bir şok meydana geldiğinde sanayi sektörünün bundan olumlu etkilendiği yani cirosunun arttığı yönündedir. Hizmet sektörünün yalnızca kredi ve döviz kuru kanalından etkilendiği ve bu etkinin pozitif yönde olduğu, inşaat sektöründe ise döviz kuru ve beklenti kanalının etkili olduğu ancak bu etkilerden beklenti kanalının yönünün pozitif iken, döviz kuru kanalının etkisinin negatif olduğu görülmüştür. Yani beklentilerde olumlu bir gelişme inşaat sektörü cirosunu arttırırken, döviz kurundaki bir yükseliş inşaat cirosunu azaltmaktadır. Kısaca çalışmanın ilk analizinden elde edilen bulgu, döviz kuru kanalının tüm sektörlerde tek etkili ve en etkili kanal olduğu, bu kanalın sanayi ve hizmet sektörünü pozitif etkilerken inşaat sektörünü negatif etkilediği şeklindedir. Çalışmanın devamında modellerin gücünü (robust) test etmek amacıyla sadece faiz kanalı farklı değişkenler eklenerek tekrar analiz edilmiş ve modeldeki kontrol değişkenler farklılaşsa da sonuçların değişmediği yani ilk ele alınan model sonuçlarının robust olduğu tespit edilmiştir.

Bu çalışmanın bulguları para politikası kanallarının Türkiye ekonomisinin en önemli üç sektörü olan sanayi, hizmet ve inşaat sektörüne aktarımında farklılığın olduğunu saptayarak, Türkiye ekonomisinde para politikası araçları kullanılırken, hangi kanalın hangi sektörleri etkileyip etkilemeyeceği gibi önemli sorulara, en azından kısmi olarak cevaplar sunmuştur. Eğer TCMB sanayi sektörünün gelişimi yönünde adımlar atmak istiyor ise bu sektörde tüm kanallar etkili olsa da en etkili kanalların kredi ve döviz kuru olması nedeniyle bu kanalların sektörün gelişimine yönelik vurgulanması gereklidir. Örneğin finansal gelişmişliğin ölçütlerinden olan kredi hacminin makul düzeyde artırılması veya finansal piyasalarda kullanılan araçların çeşitlendirilmesi ve yaygın kullanımının sağlanması kısaca ülkedeki finansal sektörün genişlemesine katkı sağlanması sanayi sektörünün etkinliğin artmasına katkı sağlayacaktır. Bununla birlikte politika faizi ile bankaların açtığı kredilere uygulanan faiz arasındaki farkın daha fazla açılmamasına (sprit) yönelik adımlar atılması yine kredilere ulaşılabilirliği artırarak sektöre katkı sağlayacaktır. Benzer şekilde döviz kurunu artıran (TL'nin değer kaybetmesi) politikalarda sanayi sektörünü pozitif etkileyecektir. Eğer TCMB hizmet sektörünün gelişimi yönünde adımlar atacaksa sanayi sektörüne benzer şekilde kredi ve döviz kuru araçlarını kullanarak sektör çıktılarını etkileyebilecektir.

İnşaat sektörü gelişimi için beklenti ve döviz kuru kanalına odaklanması sektör çıktısı üzerinde etkili olacaktır. Beklentilerin iyimserliği yönünde atılacak en önemli adım TCMB' nin güvenilirliğini arttırmak olacaktır. TCMB' nin güvenilirliği ise bağımsızlığını arttırarak, ihtiyati politikalar yerine kuralı dayalı politikalar uygulayarak, daha tutarlı ve gerçekleşmesi mümkün enflasyon hedefine ulaşma taahhüdünde bulunarak vs. arttırılabilir. Bununla birlikte inşaat sektöründe bir diğer önemli kanal döviz kurudur. Döviz kurunda bir artış yani TL'nin değer kaybı sanayi ve hizmet sektörünü ihracatlar aracılığı ile pozitif etkilerken inşaat sektörünü maliyetlerdeki artışa bağlı olarak negatif yönde etkilemektedir. Bu durumun önüne geçmek için ise etkin döviz kuru politikaları ile birlikte inşaat sektöründe ithalatın payını düşürerek yurt içi üretimin payını arttırmayı amaçlayan politikaların uygulanması inşaat sektörünün gelişiminde istikrar sağlayacaktır.

Çalışmanın ikinci bölümünde Türkiye'de para politikası ile işsizlik arasındaki ilişki 2009:Q1-2020:Q4 dönemi baz alınarak VAR yöntemi ile incelenmiştir. İlk analizde altı model kurulmuş ve bağımlı değişken olarak sırasıyla 15-24, 25-34, 35-44, 45-54, 55-64 ve 65 yaş üstü grubun işsizlik oranları, para politikasını temsilen politika

faiz oranı kullanılmış olup ayrıca kontrol değişken olarak kişi başına reel gayrisafi yurt içi hasıla, enflasyon oranı ve çalışan kişi başına üretim verimliliği kullanılmıştır. Analiz bulgularından ilki, para politikasının işsizlik üzerindeki etkisini en fazla hissettirdiği grubun 25-34 yaş grubu olduğu yönündedir. Diğer bir değişle para politikası faiz oranında bir artış yani daraltıcı para politikası en fazla 25-34 yaş grubunun işsizlik oranını arttırmaktadır. Bir diğer bulgu yaşlanma arttıkça para politikasının işsizlik üzerindeki etkisinin azalma eğiliminde olduğu ve 65 yaş üstü grubun işsizlik oranı üzerinde de herhangi bir etkisi olmadığı yönündedir. Son olarak yaş arttıkça işsizlik oranı üzerinde kişi başına reel gayrisafi yurt içi hasılanın ve çalışan başına üretim verimliliğinin daha etkili hale geldiği görülmüştür. Bu bulgular ise analiz döneminde reel değişkenlerin parasal değişkenlerden etkilendiğini yani Keynesyen ekolün desteklendiğini göstermiştir. Genç kesimin para politikasındaki artıştan daha fazla etkilenmesi ve yaşlanma arttıkça verimliliğinin daha önemli olması ise etkin ücret hipotezi ve içerdekiler-dışardakiler yaklaşımı ile açıklanmıştır.

İkinci bölümün devamında para politikasından en fazla etkilenen 25-34 yaş grubu işsizlik oranı cinsiyetlere göre ayrılarak tekrar analiz edilmiştir. Bu kısımda 25-34 yaş arası kadın işsizlik oranının ve 25-34 yaş arası erkek işsizlik oranının bağımlı değişken olduğu iki adet VAR modeli kurulmuştur. Bağımsız değişkenlerin ve zaman aralığının aynı kaldığı bu analizden elde edilen bulgu, 25-34 yaş arası kadın işsizlik oranının erkeklere kıyasla para politikasına daha az tepki verdiği kadınların işsizlik oranı üzerinde verimlilik ve kişi başına gayrisafi yurtiçi hasılanın daha etkili olduğu yönündedir. Bu bulgu tanımlayıcı (descriptive) analizler çerçevesinde kadının iş gücü piyasasında erkeklere kıyasla daha az oranda yer alması, istihdam oranların düşük seviyelerde kalması, kayıt dışı çalışma ve ücretsiz aile işçisi olarak çalışanların oranının erkeklerden daha fazla olması gibi faktörlerin kadınların politika faizinden etkilenmemesine yol açtığı şeklinde değerlendirilmiştir.

Özetle ikinci bölümün bulguları, para politikasının işsizlik üzerindeki etkisinin, yaş ve cinsiyete göre farklılık gösterdiği, yaşlanma arttıkça bu etkinin giderek azaldığı ve 65 yaş üstünde ise anlamlı bir etki oluşturmadığını göstermiştir. Bu sonuçlar, para politikası yapıcılarının, politika kararları alırken ülkenin demografik yapısını yani yaş, cinsiyet gibi unsurları dikkate almalarının gerekli olduğunu ortaya koymuştur.

Çalışmanın üçüncü bölümünde para ve maliye politikası etkileşiminin gelir dağılımı üzerindeki etkisi gelişmekte olan ve gelişmiş ülkeler için dinamik panel veri tahmincilerinden Arrelano-Bond Fark GMM'den yararlanılarak analiz edilmiştir. Çalışmada para politikasını temsilen politika faiz oranı, maliye politikasını temsilen vergilerin GSYİH içindeki payı, iki politikanın etkileşimini temsilen ise politikaların çarpımından oluşan etkileşim terimi kullanılmış olup kişi başı reel gayri safi yurtiçi hasıla, dışa açıklık ve nüfus artış hızı kontrol değişken olarak modele eklenmiştir.

Gelişmekte olan ve gelişmiş ülke grupları için 2010-2021 döneminin esas alındığı Arrelano-Bond Fark GMM tahmincisinden elde edilen bulgular gelişmekte olan ülkeler için daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerinde bozucu, daraltıcı maliye politikasının iyileştirici ve her iki politikanın birlikte iyileştirici etkisinin olduğu yönündedir. Gelişmiş ülke grubunda ise iki politikanın birlikte gelir dağılımı üzerinde etkisinin olmadığı fakat etkileşim terimi modelden çıkarılıp model yeniden tahmin edildiğinde para politikasındaki bir artışın gelir dağılımında eşitsizliği artırdığı yönde sonuç elde edilmiştir. Gelişmekte olan ülke gruplarında iki politika etkileşiminin gelir dağılımını etkilediği, gelişmiş ülkelerde etkilemediği sonucu, gelişmekte olan ülkelerde hükümet ile merkez bankasının birbirinden bağımsız olmadığı yani birlikte hareket ettiği, gelişmiş ülkelerde ise merkez bankası ile hükümetin bağımsız hareket ettiği şeklinde yorumlanabilir.

Hem teoride hem de literatürde yer alan ampirik çalışmalar doğrultusunda daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkisinin bozucu veya iyileştirici yönde olabileceği söylenebilir. Daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerine iyileştirici etkisi enflasyonu düşürücü etkisinden kaynaklı olabilmektedir. Para politikası faiz oranındaki bir artış yerli para biriminin değer kazanmasına, bu durum üretimde ithal girdinin yoğun kullanıldığı ülkelerde ithal ara mallarının fiyatının düşmesine neden olmaktadır. İthal girdilerin fiyatlarındaki düşüş ise üretim maliyetlerini düşürerek enflasyonun azalması yönünde baskı oluşturmaktadır. Enflasyondaki düşüş kişilerin ellerinde bulunan paranın değer kazanmasına ve böylece borç veren kesimden borç alana (genellikle düşük gelirli borç alma eğilimindedir) doğru bir yeniden bölüşüm etkisi yaratmaktadır. Galli ve Hoeven (2001), enflasyonun yüksek olduğu ülkelerde para politikasındaki artışın genellikle gelir eşitsizliğini azalttığını, bununla birlikte enflasyonun başlangıçta düşük olduğu ekonomilerde daha da düşürülmesinin eşitsizliği artırabileceğini belirtmiştir. Easterly ve Fischer (2001), yüksek enflasyonun yoksulluğu

artırma eğiliminde olduğunu tespit etmiş ve bu nedenle yoksul kesimin enflasyondan, zenginlere kıyasla daha muzdarip olduğunu vurgulamıştır. Ancak diğer yandan daraltıcı para politikasının gelir dağılımı üzerinde bozucu etkisi de mevcuttur. Politika faizinde meydana gelen bir artış yatırımların azalmasına ve tasarrufların artmasına yol açmaktadır. Yatırımların azalması işsizlik oranının artmasına yol açarken işsiz sayısının artması da gelir dağılımında adaletin bozulmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla para politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkisi ülkenin ekonomik ve siyasi yapısındaki farklılıklara, ülke içindeki siyasi karmaşa, ülke içinde yaratılan gelirden iş gücü ve yatırımcıların aldığı pay oranına, ekonomideki belirsizlik gibi faktörlere bağlı olarak değişiklik gösterebilir.

Daraltıcı bir maliye politikasını temsilen vergi gelirlerindeki artışın gelir dağılımını olumlu etkilemesi, devletin toplamış olduğu vergileri gelir dağılımında adaleti sağlamaya yönelik yani yoksul kesimin lehine kullanıp kullanmamasıyla ilgilidir. Dolayısıyla vergi gelirlerinin gelir dağılımı üzerindeki etkisi, hükümetlerin dağıtım biçimine göre buna bağlı olarak da ülkeden ülkeye değişebilmektedir. Üçüncü bölümün giriş kısmında da bahsedildiği üzere McLure (1974) çalışmasında devlet harcamalarının iyi hedeflenmiş olma ölçütünü, en yoksul beşte birlik dilimin harcamalardan sağladığı fayda payının en varlıklı beşte birlik dilimin sağladığı fayda payından büyük olması olarak belirlemiştir. Bu doğrultuda ele alınan analiz döneminde gelişmekte olan ülkelerde vergi gelirlerinin yoksulların lehine, eşitliği sağlamaya yönelik kullanılmış olabileceği söylenebilir.

Son olarak iki politikanın birlikte etkisinin gelir dağılımını iyileştirici yönde olması daraltıcı maliye politikasının düzeltici etkisinin daraltıcı para politikasının bozucu etkisinden daha büyük olması ile açıklanabilir. Yani gelişmekte olan ülkelere daraltıcı maliye politikasının iyileştirici etkisi daraltıcı para politikasının bozucu etkisini domine ederek toplam ekinin iyileştirici yönde olmasına yol açmıştır. Literatürde iki politika etkileşiminin gelir dağılımına etkisini ele alan bir çalışmaya rastlanmamakla birlikte maliye politikasının para politikasından daha etkili olduğu yaklaşımı Çağdaş Keynesyenler tarafından desteklenmektedir. Onlara göre para politikası da etkilidir ancak maliye politikasının etkisi daha büyüktür. Buna gerekçe olarak ise maliye politikasının milli gelir üzerindeki etkisinin daha açık ve doğrudan ortaya çıkmasını göstermişlerdir (Bilgili, 2011:133).

## KAYNAKLAR

- Acavracı, A., Öztürk, İ. ve Acavracı, S. (2007). “Finance – Growth Nexus: Evidence from Turkey”, *International Research Journal of Finance and Economics*, 11, 30-37.
- Afonso, A., Alves, J. and Balhote, R. (2019). "Interactions Between Monetary And Fiscal Policies", *Journal of Applied Economics*, 22 (1), 132-151.
- Afşar, A. (2018). “Türkiye’de konut fiyatlarını belirleyici ekonomik faktörlerin analizi”, *Sosyal, Beşeri ve İdari Bilimler’de Akademik Araştırmalar-V, Finans Çalışmaları*, 129.
- Ahmed, S. M. ve Ansari, M. I. (1998). “Financial Sector Development And Economic Growth: The South-Asian Experience”, *Journal of Asian Economics*, 9(3), 503-517.
- Akkaş, M. E. ve Sayilgan, G. (2015). “Housing Prices And Mortgage Interest Rate: Toda-Yamamoto Causality Test”, *Journal of Economics, Finance and Accounting*, 2(4), 572-583.
- Akkoyun, H. C., Bozok, I., ve Dogan, B. S. (2011). “İç ve Dış Talebe İlişkin Alternatif Göstergeler: Yurt İçi ve Yurt Dışı Satış Endeksleri” (No. 1117). *Research and Monetary Policy Department, Central Bank of the Republic of Turkey*.
- Aklan, N. ve M. Nargeleçekenler, (2008). “Para Politikalarının Banka Kredi Kanalı Üzerindeki Etkileri”, *İstanbul Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, 39, 109-132.
- Alam, T. ve Waheed, M. (2006). “Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Pakistan”, *The Pakistan Development Review*, 45 : 4 Part II.pp. 1103–1115.
- Alexius, A., and Holmlund, B. (2008). “Monetary policy and Swedish unemployment fluctuations”, *Economics*, 2(1), 20080004.
- Altunç, Ö. F. (2008), “Türkiye’de Finansal Gelişme ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedenselliğin Ampirik Bir Analizi”, *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 3(2), 113-127.
- Altuntepe, N. (2020). “Türkiye’de Uygulanan Para Ve Maliye Politikalarının İmalat Sanayii İstihdamı Üzerine Etkilerinin Analizi (2009: 01-2019: 10)”, *Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi*, 15 (1), 281-297.
- An de Meulen, P., Micheli, M. and Schmidt, T. (2014), “Forecasting Real Estate Prices In Germany: The Role Of Consumer Confidence”, *Journal of Property Research*, 31(3), 244-263.
- Anderson, T. W. And Hsiao, C. (1981). “Estimation of dynamic models with error components”, *Journal of the American statistical Association*, 76(375), 598-606.
- Anundsen, A. K., and Jansen, E. S. (2013). “Self-Reinforcing Effects Between Housing Prices And Credit”, *Journal of Housing Economics*, 22(3), 192-212.

- Arellano, M. and Bond, S. (1991). "Some tests of specification for panel data: Monte Carlo evidence and an application to employment equations", *The review of economic studies*, 58(2), 277-297.
- Arestis, P., Şen, H. and Kaya, A. (2021). "Fiscal and monetary policy effectiveness in Turkey: A comparative analysis", *Panoeconomicus*, 68(4), 415-439.
- Arısoy, İ. (2012). "Türkiye Ekonomisinde İktisadi Güven Endeksleri Ve Seçilmiş Makro Değişkenler Arasındaki İlişkilerin VAR Analizi", *Maliye Dergisi*, 162, 304-315.
- Arnold, I. J.M. and Vrugt, E.B. (2002), "Regional Effects of Monetary Policy in the Netherlands", *International Journal of Business and Economics*, 1(2), 123-134.
- Arslan, B.G. ve Ergeç, E.H. (2011). "Türkiye Ekonomisinde Para Politikasının Sektörel Etkileri", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(1), 89-104.
- Arslan, E., ve Çetiner, T. (2020). "Turizm geliri döviz kuru ilişkisi: Türkiye örneği (2008-2019)", *Ankara Hacı Bayram Veli Üniversitesi Turizm Fakültesi Dergisi*, 23(1), 1-17.
- Aslan, A. G. Ö., ve Küçükaksoy, İ. (2006). "Finansal Gelişme Ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Ekonomisi Üzerine Ekonometrik Bir Uygulama", *Istanbul University Econometrics and Statistics e-Journal*, (4), 25-38.
- Aslan, M. (2007). "Türkiye'de 1987-2006 Döneminde Maliye Ve Para Politikalarının İktisadi Büyüme Etkileri Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(2), 1-24.
- Ay, B. (2019). "İmalat Sanayi Kapasite Kullanım Oranı ve Reel Kesim Güven Endeksi Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Ampirik Bir Çalışma", *The Journal of Social Science*, 3(5), 376-389.
- Badurlar, İ. Ö. (2008). "Türkiye'de Konut Fiyatları İle Makro Ekonomik Değişkenler Arasındaki İlişkinin Araştırılması", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 8(1), 223-238.
- Bahar, O. (2007), "Türkiye'deki Devalüasyon Uygulamalarının Turizm Sektörü Üzerindeki Etkisi", *Süleyman Demirel Üniversitesi İİBF Dergisi*, 12 (1), 255-272.
- Bai, J., Carvalho, D., ve Phillips, G. M. (2018). "The impact of bank credit on labor reallocation and aggregate industry productivity", *The Journal of Finance*, 73(6), 2787-2836.
- Bakan, S., ve Akçacı, T. (2015). "Parasal Aktarım Mekanizması: Türkiye Ekonomisi İçin Beklenti Kanalı Geçerliliği", *Dumlupınar University Journal of Social Science*, (44).
- Balaylar, N. A., ve Duygulu, A. A. (2011). "Türkiye'de Faiz Politikası Ve Toplam Talep İlişkisi", *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 16(1), 227-298.



- Balestra, P. and Nerlove, M. (1966). "Pooling cross section and time series data in the estimation of a dynamic model: The demand for natural gas", *Econometrica: Journal Of The Econometric Society*, 585-612.
- Balseven, H. ve Tuğcu, CT (2017). "Maliye politikasının gelir dağılımı üzerindeki etkilerinin incelenmesi: Gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasında bir karşılaştırma", *Uluslararası Ekonomi ve Finans Dergisi*, 7 (2), 377-383.
- Baltagi, B.H. (2005). *Econometric Analysis of Panel Data 3rd Edition*, John Wiley & Sons Inc., New York.
- Baltagi, B.H. (2021). *Econometric Analysis of Panel Data, Sixth Edition*, Springer Texts in Business and Economics, NY, USA. <https://doi.org/10.1007/978-3-030-53953-5>
- Bargain, O., Dolls, M., Immervoll, H., Neumann, D., Peichl, A., & Pestel, N. (2013). Partisan tax policy and income inequality in the US, 1979-2007, *IZA Discussion Paper No. 7190*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2210850> (02.09.2022).
- Başarır, Ç., Bicil İ. M. ve Yılmaz, Ö. (2019). "The Relationship Between Selected Financial and Macroeconomic Variables with Consumer Confidence Index", *Journal of Yasar University*, XIV, 173-183.
- Baydur, C. M, ve Süslü, B. (2019). "Türkiye ekonomisinde 2000'li yıllar sonrasında para politikası ve gelir dağılımı ilişkisi", *Ekonomi ve Yönetim Araştırmaları Dergisi*, 8(1), 1-19.
- Baydur, M. C., (2007). "Yükselen Reel Faizler Türkiye'de Toplam Talebi Arttırır", *Finans Politik & Ekonomik Yorumlar*, 44 (508).
- Benazić, M. and Rami, J. (2016). "Monetary policy and unemployment in Croatia", *Economic research-Ekonomska istraživanja*, 29(1), 1038-1049.
- Bennani, H. (2023). "Effect of monetary policy shocks on the racial unemployment rates in the US", *Economic Systems*, 47(1), 101058.
- Bernanke, B.S., ve Gertler, M. (1995). "Inside the black box: The credit channel of monetary policy transmission", *Journal of Economic Perspectives*, 9(4), 27-48.
- Berument, M. H., Dogan, N., and Tansel, A. (2009). "Macroeconomic policy and unemployment by economic activity: Evidence from Turkey", *Emerging Markets Finance and Trade*, 45(3), 21-34.
- Beşer, M. K. (2011). *Türkiye Dış Ticaretinde J-Eğrisi ve S-Eğrisi Dinamiklerinin Etkisi*, Ekin Yayınevi, Bursa.
- Bilgili, Y. (2011). *Karşılaştırmalı İktisat Okulları ders notları*, İkinci Sayfa Yayınevi, Ankara.
- Bilgili, Y. (2020). *Karşılaştırmalı İktisat Okulları*. Makro İktisadın Esasları (16.Baskı). 4T Yayınları: İstanbul.
- Bils, M., Klenow, PJ ve Kryvtsov, O. (2003). "Yapışkan fiyatlar ve para politikası şokları", *Minneapolis Federal Rezerv Bankası Üç Aylık İnceleme*, 27 (1), 2-9.
- Blinder, A.S. (1982). "Issues in the coordination of monetary and fiscal policy", *National Bureau of Economic Research Working Paper* (No. w0982). <https://www.nber.org/papers/w0982> (25.04.2022).

- Bocutoğlu, E. (2012). Krizin makro iktisadından makro iktisadın krizine: Eleştirel bir değerlendirme, (No. 2012/106), *Discussion Paper*. <https://www.econstor.eu/handle/10419/81689> (02.12.2022).
- Bocutoğlu, E. (2021). *Makro İktisat: Teoriler ve Politikalar*, Ekin Yayınevi, Bursa.
- Bond, S. R. (2002). “Dynamic panel data models: a guide to micro data methods and practice”, *Portuguese economic journal*, 1, 141-162.
- Boyes, W., and Melvin, M. (2012). *Economics, ninth edition*, South-Western Cengage Learning, USA.
- Bölükbaş, M (2021). “The effect of monetary and fiscal policies on inflation in Turkey: An analysis for the period 2006-2021”, *13th International Conference of Strategic Research on Scientific Studies and Education (ICoSReSSE)* 26-29 May, Antalya, Turkey.
- Bryant, W. A., ve Macri, J., (2005). “Does sentiment explain consumption?”, *Journal of Economics and Finance*, 29(1), 97-110.
- Butzen, P., Fuss, C., Vermeulen, P., ve Worms, A. (2001). “The interest rate and credit channels in Belgium: an investigation with micro-level firm data”, *No 107, ECB Working Paper*.
- Büyükbaşaran, T., Cebi, C. and Yılmaz, E. (2020). “Interaction of monetary and fiscal policies in Turkey”, *Central Bank Review*, 20(4), 193-203.
- Cengiz, V. (2008). “Keynesyen Ve Monetarist Görüşte Parasal Aktarım Mekanizması: Bir Karşılaştırma”, *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22, (1),116-127.
- Cengiz, V. (2009). “Parasal Aktarım Mekanizması İşleyişi Ve Ampirik Bulgular”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (33), 225-247.
- Cengiz, V. ve Öruç, E. (2018). “Para Politikasının Etkilerinde Sektörel Asimetri: Türkiye İçin VAR Analizi”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar Dergisi*, 55(635), 51-64.
- Ceylan, S. ve Durkaya, M. (2010). “Türkiye’de Kredi Kullanımı - Ekonomik Büyüme İlişkisi”, *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 24(2): 21-33.
- Christiano, L. J., Eichenbaum, M., and Evans, C. L. (1996). “The effects of monetary policy shocks: Evidence from the flow of funds”, *The Review of Economics and Statistics*, 78, 16-34.
- Chu, K. Y., Davoodi, H. R., & Gupta, S. (2000). “Income distribution and tax and government social spending policies in developing countries”, *IMF Working Papers*, 2000(062).
- Coibion, O., Gorodnichenko, Y., Kueng, L. and Silvia, J. (2017). “Innocent Bystanders? Monetary policy and inequality”, *Journal of Monetary Economics*, 88, 70-89.
- Coricelli, F., ve Masten, I. (2004). “Growth and volatility in transition countries: The role of credit”, *Festschrift in Honor of Guillermo A. Calvo. Washington DC: International Monetary Fund. April*.

- Çakar, R., Güngör, S., ve Karakaş, G. (2018). “Türkiye’de Geleneksel Ve Katılım Bankalarının Toplam Kredi Hacimleriyle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkisi”, *İslam Ekonomisi ve Finansı Dergisi (İEFD)*, 4(1), 69-95.
- Çankaya, S. (2013). “Konut Fiyatları Ve Makroekonomik Faktörler Arası İlişkiye Global Bakış”, *Maliye Finans Yazıları*, 27(100), 143-154.
- Çetin, D., ve Aksoy, E. (2016). “OECD Ülkeleri İle Yükselen Piyasalarda Finansal Gelişme Ve Faiz Oranlarının, Ekonomik Büyüme Üzerindeki Etkisi”, *Ekonomi İşletme Siyaset ve Uluslararası İlişkiler Dergisi*, 2(2), 69-91.
- Çetin, G. ve Doğaner, A. (2017). “İnşaat Sektörü Güven Endeksi Ve Konut Fiyat Endeksi Arasındaki İlişki: Türkiye İçin Ampirik Analiz”, *İktisat Politikası Araştırmaları Dergisi*, 4(2), 155-165.
- Çevik, E. İ., ve Yildirim, D. Ç. (2018). “Para Politikası Tercihleri İle İşsizlik Oranları Arasındaki İlişki”, *Ege Academic Review*, 18(1).
- Çil Yavuz, N., Gürış, B. ve Kıran, B. (2010). “Reel Döviz Kurunun Dış Ticaret Dengesine Etkisi: Türkiye İçin Marshall-Lerner Koşulunun Testi”, *İktisat İşletme ve Finans*, 25(287), 69-90.
- Davras, G. M., ve Aktel, M. (2018). “2015-2016 Krizinin Türkiye Turizmine Yansımaları”, *Süleyman Demirel Üniversitesi Vizyoner Dergisi*, 9(21), 27-38.
- Dedola, L. and Lippi, F. (2005). “The Monetary Transmission Mechanism: Evidence from the Industries of Five OECD Countries”, *European Economic Review*, 49(6), 1543-1569.
- Demirci, N. S. (2017). “İmalat Sanayi Sektöründe Üretim Ve Banka Kredileri İlişkisi: Türkiye İçin Eşbütünleşme Ve Nedensellik Analizi”, *Dokuz Eylül Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 19(1), 35-61.
- Demirgil, B. (2018). “Vergilerin gelir dağılımı üzerindeki etkisi: Ampirik bir çalışma”, *Cumhuriyet Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 19(2), 118-131.
- Demirgil, B. (2019). “Ekonomik Büyümede Güven Faktörünün Etkisi: Türkiye Örneği”, *Avrasya Sosyal ve Ekonomi Araştırmaları Dergisi*, 6(3), 155-163.
- Demirtaş, G. (2014). “Türkiye Ve Almanya Arasındaki Dış Ticaret Dengesinin Sınır Testi Yaklaşımıyla İncelenmesi”, *Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, (43), 83-106.
- Devlet Planlama Teşkilatı. (2001). “Gelir dağılımının iyileştirilmesi ve yoksullukla mücadele özel ihtisas komisyonu raporu”, D.P.T., <https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2022/08/Gelir-Dagiliminin-Iyilestirilmesi-ve-Yoksullukla-Mucadele-OIK-Raporu.pdf> (19/04/2022).
- Dickey, D.A., and Fuller, W.A. (1981). “Likelihood Ratio Statistics For Autoregressive Time Series With A Unit Root”, *Econometrica*, 49(1), 1057-1072.
- Doğrul, H. G., and Soytaş, U. (2010). “Relationship between oil prices, interest rate, and unemployment: Evidence from an emerging market”, *Energy Economics*, 32(6), 1523-1528.

- Duarte, P. and Schnabl, G. (2019). "Monetary Policy, Inequality And Political Instability." *The World Economy*, 42(2), 614-634.
- Duican, E. R., and Pop, A. (2015). "The Implications Of Credit Activity On Economic Growth In Romania", *Procedia Economics and Finance*, 30, 195-201.
- Easterly, W. and Fischer, S. (2001). "Inflation and the poor", *Journal of money, credit and banking*, 33(2):160-178.
- Ebghaei, F. (2019). "Para Ve Maliye Politikasının Taramalı Analizi: Türkiye İçin Ekonometrik Bir Analiz", *Florya Ekonomi Politikası Günlükleri*, 5 (2), 161-172.
- Eğilmez, A. M. (2010). *Makroekonomi: Türkiye'den örneklerle, ikinci basım*, Remzi Kitabevi, İstanbul.
- Ekonomik ve Sosyal Etütler Konferans Heyeti (1989). *Para ve Maliye Politikalarının Gelir Dağılımına Etkisi*, Acar Matbaacılık, İstanbul.
- Enders, W. (2015). *Applied econometric time series fourth edition*. University of Alabama: New York (US).
- Enders, W.( 2004). *Applied Econometric Time Series "2th ed"*, University of Alabama, New York (US).
- Engel, E. M., Galetovic, A., & Raddatz, C. E. (1999). "Taxes and income distribution in Chile: Some unpleasant redistributive arithmetic", *Journal of Development Economics*, 59(1), 155-192.
- Erataş, F., Nur, H. B., ve Çınar, S.(2015). "Para Arzının Post Keynesyen Yorumu: Gelişmiş Ülkeler Örneği" *The Journal of Academic Social Science* Yıl: 3, Sayı: 15, 398-409.
- Erdoğan, O. (2007). "Tüketim Harcamaları Ve Güven", *Ekonomik Yaklaşım*, 18(64), 93-102
- Eren, M. ve Özkılbaç, S. (2020). "Türkiye'de Genç İşsizliği İle Suç Düzeyi Arasındaki İlişki: Düzey 1 Bölgeleri Üzerine Bir Uygulama", *Global Journal of Economics and Business Studies*, 9(17), 13-20.
- Eryüzlü, H., ve Ekici, S. (2020). "Konut Fiyat Endeksi Ve Reel Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye Örneği", *İktisadi İdari ve Siyasal Araştırmalar Dergisi*, 5(12), 97-105.
- Essien, S. N., Many, G. A., Arigo, M. O., Basse, K. J., Ogunyinka, S. F., Ojegwo, D. G., and Ogbuehi, F. (2016). "Monetary policy and unemployment in Nigeria: is there a dynamic relationship?", *CBN Journal of Applied Statistics (JAS)*, 7(1), 10.
- Eyüboğlu, S., ve Eyüboğlu, K. (2018). "Hizmet Güven Endeksi ile Hizmet Sektör Alt Endeksleri arasındaki İlişkinin Test Edilmesi", *Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 20(2), 271-282.
- Fares, J., and Srour, G. (2001). *The monetary transmission mechanism at the sectoral level*, (No. 2001-27), Bank of Canada.
- Favara, G., and Imbs, J. (2015). "Credit Supply And The Price Of Housing", *American Economic Review*, 105(3), 958-92.

- Fındık, H. ve Öztürk, E. (2016). "Makroekonomik Göstergelerin İnşaat Sektörü Maliyetleri Üzerindeki Etkisinin Simetrik Nedensellik Analizi Yardımıyla İncelenmesi", *Avrasya Bilimler Akademisi*, Cilt: S2, s. 319-329.
- Furceri, D., Loungani, P., & Zdzienicka, A. (2018). "The effects of monetary policy shocks on inequality", *Journal of International Money and Finance*, 85, 168-186.
- Galli, R., & van der Hoeven, R. (2001). "Is inflation bad for income inequality? The importance of the initial rate of inflation", *Employment Paper, No. 29. International Labour Office*.
- Ganley, J. ve Salmon, C. (1997). "The Industrial Impact of Monetary Policy Shocks: Some Stylised Facts", *Bank of England Working Paper, No. 68*.
- Gelir Dağılımının İyileştirilmesi ve Yoksullukla Mücadele Özel İhtisas Komisyonu Raporu (2001), [https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2018/11/08\\_GelirDagilimi.pdf](https://www.sbb.gov.tr/wp-content/uploads/2018/11/08_GelirDagilimi.pdf) (19/01/2022).
- Ghosh, S. (2009). "Industry effects of monetary policy: Evidence from India", *Indian Economic Review*, 89-105.
- Gimeno, R. and Martinez-Carrascal, C. (2010). "The Relationship Between House Prices And House Purchase Loans: The Spanish Case", *Journal of Banking and Finance*, 34(8), 1849-1855.
- Giorgi, G. M., & Gigliarano, C. (2017). "The Gini concentration index: a review of the inference literature", *Journal of Economic Surveys*, 31(4), 1130-1148.
- Goodhart, C., and Hofmann, B. (2008). "House Prices, Money, Credit, And The Macroeconomy", *Oxford Review Of Economic Policy*, 24(1), 180-205.
- Göçer, İ. (2015). "Bankacılık Sektörü Kredi Hacmi Genişlemesinin İşsizlik Üzerindeki Etkileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşütme Analizi", *Isguc The Journal Of Industrial Relations And Human Resources*, 17(2), 109-129.
- Göçer, İ., Mercan, M., ve Peker, O. (2013). "Kredi Hacmi Artışının Cari Açığa Etkisi: Çoklu Yapısal Kırılmalı Eşütme Analizi", *İstanbul Üniversitesi Ekonometri Ve İstatistik E-Dergisi*, (18), 1-17.
- Göçer, İ., ve Elmas, B. (2013). "Genişletilmiş Marshall-Lerner Koşulu Çerçevesinde Reel Döviz Kuru Değişimlerinin Türkiye'nin Dış Ticaret Performansına Etkileri: Çoklu Yapısal Kırılmalı Zaman Serisi Analizi", *Bddk Bankacılık Ve Finansal Piyasalar Dergisi*, 7(1), 137-157.
- Gökalp, B. T. (2019). "Hisse Senedi Getirileri İle Tüketici Güven Endeksi Arasındaki İlişki: Diyagonal VECH Modeli Üzerinden Bir Değerlendirme", *Ekonomi Politika ve Finans Araştırmaları Dergisi*, 4(1), 139-150.
- Gözübüyük, S., ve Ayben, K. O. Y. (2020). "Türkiye'de Konut Üretimine Belirleyicileri: Ekonomik Büyüme Ve Konut Faiz Oranı", *Bankacılık ve Sermaye Piyasası Araştırmaları Dergisi*, 4(9), 1-10.
- Gregorio J. D. and Guidotti, P. E. (1995). "Financial Development And Economic Growth", *World Development*, 23(3), 433-448.

- Guerra, E. A. R. (2017). "The economic growth and the banking credit in Mexico: Granger causality and short-term effects, 2001Q1–2016Q4", *Economía Informa*, 406, 46-58.
- Gujarati and D. N. and Porter. D. C. (2008). *Basic Econometrics. Fifth edition*, McGraw Hill, New York.
- Gül, E., ve Ekinçi, A. (2006). "Türkiye’de Reel Döviz Kuru İle İhracat Ve İthalat Arasındaki Nedensellik İlişkisi: 1990–2006", *Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 16(1), 165-190.
- Güler, A. (2019). "Interaction of monetary and fiscal policies in Turkey: A dynamic time series data analysis", *Business and Economics Research Journal*, 10(5), 1039-1049.
- Güler, A. (2021). "Reel döviz kuru şoklarının ihracat ve dış ticaret dengesi üzerindeki asimetrik etkileri: Türkiye için NARDL Yaklaşımından Kanıtlar", *MANAS Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(2), 950-970.
- Güriş, S. (2018). *Uygulamalı Panel Veri Ekonomisi*. Der Yayınları, İstanbul.
- Güven, S. (2002). "Türkiye’de Banka Kredileri ve Büyüme", *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 197, 88-100.
- Hanif, M.N. & Arby, M.F. (2003). "Monetary and fiscal policy coordination", *Munich Personal Repec Archive*, Paper No:10307 <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/id/eprint/10307> (12.03.2021).
- Haug, A. A., Jdrzejowicz, T., & Sznajderska, A. (2013). "Combining monetary and fiscal policy in an SVAR for a small open economy", *NBP Working Paper No. 168* <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.2369254> (02.03.2021).
- Hayo, B. and Uhlenbrock, B. (1999), "Industry Effects of Monetary Policy in Germany", *ZEI Working Paper B 14*, 1-31.
- Hepaktan, C. E. (2009). "Türkiye’nin Marshall-Lerner Koşuluna İlişkin Parçalı Eşbütünleşme Analizi", *Yönetim ve Ekonomi: Celal Bayar Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(1), 39-55.
- Hsiao, C. (2014). *Analysis of panel data (third)*. Cambridge University, ABD.
- Ibrahim, A., Abdullahi, S.B., Ismaila S.; Didigu, Chizoba E.; Mainasara, Sani S. (2015). "Consumer Confidence Indicators and Economic Fluctuations in Nigeria", *Journal of Applied Statistics, Central Bank of Nigeria*, 6(1), 285-300.
- Ibrahim, M. H. (2005), "Sectoral Effects of Monetary Policy: Evidence from Malaysia", *Asian Economic Journal*, 19(1), 83-102.
- Israel, K. F., & Latsos, S. (2020). "The impact of (un) conventional expansionary monetary policy on income inequality—Lessons from Japan", *Applied Economics*, 52(40), 4403-4420.
- Jansen, W. Jos and Niek J. Nahuis (2003), "The Stock Market And Consumer Confidence: European Evidence", *Economics Letters*, 79, 89-98.

- Kaldor, N. (1982). *The Scourge of Monetarism*, Oxford University, London.
- Kanberođlu, Z. (2014). “Finansal Sektör Gelişimi ve İşsizlik: Türkiye Örneđi”, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 10(1), 83-93.
- Kanca, O., & Bayrak, M. (2019). “Vergilerin gelir dağılımı üzerindeki belirleyiciliđi: Panel veri analizi”, *Atatürk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 23(4), 1495-1514.
- Kandır, S.,Ö. İskenderođlu ve B. Önal (2007), “Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişkinin Araştırılması”, *ÇÜ Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, 16(2), 311-326.
- Karaçayır, E. ve Karaçayır E. (2016). "Yurtiçi Kredi Hacminin İşsizlik Üzerindeki Etkisi: Türkiye Uygulaması", *KMÜ Sosyal ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 18(30),13-18.
- Karaçor, Z., ve Gerçekler, M. (2012). “Reel Döviz Kuru Ve Dış Ticaret İlişkisi: Türkiye Örneđi (2003-2010)”, *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 12(23), 289-312.
- Karadaş, H. A. ve Salihođlu, E. (2020). “Seçili Makroekonomik Deđişkenlerin Konut Fiyatlarına Etkisi: Türkiye Örneđi”, *Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Dergisi*, 16(1), 63-80.
- Karagöz, K. ve Deniz, N. (2014). “Devalüasyonların Kısa Ve Uzun Dönemli Etkinliđi: Türkiye İçin Ampirik Bir Analiz”, *Manisa Celal Bayar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 12 (2), 1-12.
- Karagöz, K., ve Özkubat, G. (2021). “Impact Of Macroeconomic Factors On Housing Prices: An Analysis For Aegean Region”, *Yaşar Üniversitesi E-Dergisi*, 16(62), 867-889.
- Karahan, Ö., Yilgör, M., ve Özekin, A. A. (2018). “Türkiye’de Banka Kredilerindeki Genişleme İle Ekonomik Büyüme Arasındaki İlişki”, *Finans Politik ve Ekonomik Yorumlar*, (636), 25-36.
- Kargı, B. (2013). “Housing Market And Economic Growth Relation: Time Series Analysis Over Turkey (2000- 2012)”, *International Journal of Human Sciences*, 10(1), 897-924.
- Karim, M.Z.A., Harif, A. A. M. and Adziz, A. (2006). “Monetary Policy and Sectoral Bank Lending in Malaysia”, *Global Economic Review*, 35(3), 303-326.
- Kazdal, A., ve Gül, S. (2021). “Türkiye’de İhracat ve Reel Kur Arasında Zamana Göre Deđişen İlişki: Sektörel Düzeyde Güncel Bir İnceleme”, *Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Working Paper*, (21/38).
- Keskin, N. ve B. Karşıyakalı (2010). “Finansal Gelişme ve Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneđi”, *Finans Politik & ekonomik Yorumlar*, 47(548), 76.
- Keynes, J. M. (1936). *The General Theory of Employment, Interest and Money*. Macmillan, London.

- Kılıç, D., ve Öztürk, S. (2014). “Türkiye’de kadınların iş gücüne katılımı önündeki engeller ve çözüm yolları: Bir ampirik uygulama”, *Amme İdaresi Dergisi*, 47(1), 107-130.
- Kılıç, E., and Çankaya, S. (2016). “Consumer Confidence And Economic Activity: A Factor Augmented VAR Approach”, *Applied Economics*, 48(32), 3062-3080.
- King, R. G. and Levine, R. (1993). “Finance And Growth: Schumpeter Might Be Right”, *The Quarterly Journal of Economics*, 108(3), 717-737.
- Koç, İ., Bumin, M., ve Demir, Y. (2021). “Piyasa Volatilitésinin Konut Kredi Hacmine Etkisi: Türk Bankacılık Sektörüne İlişkin Bir Uygulama”, *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 13(25), 608-622.
- Koop, G., Pesaran, M. H., and Potter, S. M. (1996). “Impulse Response Analysis İn Nonlinear Multivariate Models”, *Journal Of Econometrics*, 74(1), 119-147.
- Köse, Z. ve Meral, G. (2019). "Türkiye-Amerika Birleşik Devletleri Arası Endüstri İçi Ticaret Ve Döviz Kuru İlişkisi", *Sosyal Ekonomik Araştırmalar Dergisi*, 19(38), 184-201.
- Kronick, J., & Villarreal, F. G. (2020). “Monetary policy, income inequality, and inflation—What’s the link?”, *CD Howe Institute e-Brief*, 300. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3533379> (05.14.2022).
- Kumar, S. S. and Rao, D. T. (2018). “Is Monetary Policy Symmetrical In Its Effect On Sectoral Output?” *Economics. Management, and Financial Markets*, 13(1), 11–31.
- Kundak, S. (2015). *Türkiye’de İmalat Sanayinin İthalata Bağımlılığının Analizi*, (Doktora Tezi), Afyon Kocatepe Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Afyon.
- Lanne, M. ve Nyberg, H. (2016). “Doğrusal Ve Doğrusal Olmayan Çok Değişkenli Modeller İçin Genelleştirilmiş Tahmin Hatası Varyans Ayrıştırması” *Oxford Ekonomi ve İstatistik Bülteni*, 78 (4), 595-603.
- Lee, J., and Strazicich, M. C. (2003). “Minimum Lagrange Multiplier Unit Root Test With Two Structural Breaks”, *Review Of Economics And Statistics*, 85(4), 1082-1089.
- Leitao, N. C. (2012). “Bank Credit And Economic Growth: A Dynamic Panel Data Analysis”, *Economic Research Guardian*, 256-267.
- Levin, A., Lin, C. F., & Chu, C. S. J. (2002). “Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of econometrics*, 108(1), 1-24.
- Lopes, F. (1998). “The Transmission Mechanism Of Monetary Policy In A Stabilization Economy: Note on the Case of Brazil”, *The Transmission Of Monetary Policy İn Emerging Market Economies*, 3, 65-73.
- Loría, E., and Brito, L. (2004). “Is The Consumer Confidence İndex A Sound Predictor Of The Private Demand İn The United States?”, *Estudios De Economía Aplicada*, 22(3), 795-809.



- Lukianenko, I. G., & Dadashova, P. A. (2016). "Monetary and fiscal policies interaction in Ukraine", *Actual Problems of Economics*, 179 (5), 295-307.
- Maduku, H. and Kaseeram, I. (2018). "Inflation targeting monetary policy and unemployment in South Africa", *Journal of Economics and Behavioral Studies*, 10(4 (J)), 88-96.
- Mahadika, H. and Wibowo, W. (2021). "The Effect of Monetary Policy on Unemployment Rate in Indonesia", *JJET (Jurnal Ilmu Ekonomi Terapan)*, 6(1), 1-14.
- Mandal, A. and McCollum, J. (2013). "Consumer confidence and the unemployment rate in New York State: A panel study", *New York Economic Review*, 44(1), 3-19.
- Marshal, I., Solomon, I. D., and Onyekachi, O. (2015). "Bank Domestic Credits And Economic Growth Nexus In Nigeria (1980-2013)", *International Journal of Finance and Accounting*, 4(5), 236-244.
- Martinez-Vazquez, J., Moreno-Dodson, B., & Vulovic, V. (2012). "The impact of tax and expenditure policies on income distribution: Evidence from a large panel of countries", *Andrew Young School of Policy Studies Research Paper Series*, (12-30).
- Matsusaka, J. G., & Sbordone, A. M. (1995). "Consumer Confidence And Economic Fluctuations", *Economic Inquiry*, 33(2), 296-318.
- Meijering, E. (2002). "A chronology of interpolation: from ancient astronomy to modern signal and image processing", *Proceedings of the IEEE*, 90(3), 319-342.
- Mercan, M. (2013). "Kredi Hacmindeki Değişimlerin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Türkiye Ekonomisi İçin Sınır Testi Yaklaşımı", *Bankacılar Dergisi*, 84, 54-71.
- Mercan, M., ve Peker, O. (2013). "Finansal Gelişmenin Ekonomik Büyümeye Etkisi: Ekonometrik Bir Analiz", *Eskişehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 8(1), 93-120.
- Mishkin, F. S. (2000). *Para Teorisi ve Politikası*, (çev. İ. Şıklar, A. Çakmak ve S. Yavuz), Bilim Teknik Yayınevi, İstanbul.
- Mishkin, F. S. (2018). *Makroekonomi Politika ve Uygulama (2. Baskı)*, (çev. S. Sezgin, & M. Şentürk) Nobel Akademik Yayıncılık, Ankara.
- Moore, B. J. (1988) *Horizontalists and Verticalists: the macroeconomics of credit money*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Mumtaz, H., & Theophilopoulou, A. (2017). "The impact of monetary policy on inequality in the UK. An empirical analysis", *European Economic Review*, 98, 410-423.
- Murinde, V. and Eng, F. S. H. (1994). "Financial Development and Economic Growth in Singapore: Demand-Following or Supply-Leading?", *Applied Financial Economics*, 4, 391-404.

- Muscattelli, V. A., & Tirelli, P. (2005). "Analyzing the interaction of monetary and fiscal policy: Does fiscal policy play a valuable role in stabilisation?", *CESifo Economic Studies*, 51(4), 549-585.
- Nampewo, D., Munyambonera, E., and Lwanga, M. M. (2013). "Sectoral effects of monetary policy in Uganda", *Journal of Empirical Economics*, 1(2), 43-58.
- Narayan, P. K., and Narayan, S. (2013). "The Short-Run Relationship Between The Financial System And Economic Growth: New Evidence From Regional Panels", *International Review of Financial Analysis*, 29, 70-78.
- Nas, Ş. (2021). "Türkiye Ekonomisinde Sektörel Üretim İthal Ara Girdi Bağımlılığı", *Erzincan Binali Yıldırım Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 3(1), 22-38.
- Nickell, S. (1981). "Biases in dynamic models with fixed effects", *Econometrica: Journal of the econometric society*, 1417-1426.
- Nwosa, P.I, and Saibu (2012). "The Monetary Transmission Mechanism in Nigeria: A Sectoral Output Analysis", *International Journal of Economics and Finance*, (4)1: 204- 213.
- Ogar, A., Nkamare, S. E., and Effiong, C. (2014). "Commercial Bank Credit And Its Contributions On Manufacturing Sector In Nigeria", *Research Journal of Finance and Accounting*, 5(22), 188-196.
- Okay, G. (2010). *Mortgage Sistemi ve Mortgage Kredilerinin Gelişimini Etkileyen Faktörlerin Analizi: Türkiye Örneği*, (Doktora Tezi) Marmara Üniversitesi Bankacılık ve Sigortacılık Enstitüsü, İstanbul.
- Onanuga, A. T. and Omitogun, O. (2022). "Unemployment and monetary policy: Evidence from Sub-Saharan Africa", *Journal of Public Affairs*, 22(1), e2382.
- Onwuka, C. E. (2021). "The Impact of Fiscal and Monetary Policy on Unemployment Rate in Nigeria", Available at SSRN 3959996, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.3959996> (5.07.2023).
- Örnek, İ. (2009). "Türkiye’de Parasal Aktarım Mekanizması Kanallarının İşleyişi", *Maliye Dergisi*, 156(1), 104-125.
- Özcan, G., ve Başaran Tormuş, N. (2018). "Konut Fiyat Endeksi ve Döviz Kuru İlişkisi: Türkiye Üzerine Ampirik Bir Çalışma", *Uluslararası Politik, Ekonomik ve Sosyal Araştırmalar Kongresi (ICPESS)*, 505-514.
- Özdemir, E. Ve S. Kılıç (2011). "2008 Küresel Ekonomik Krizi ve İnşaat Sektörü: Pazarlama Açısından Bir Alan Araştırması", *Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi*, 11(2), 43-68.
- Özer, U., ve Topal, M. H. (2017). "Genç İşsizliği, Suç, Göç, İntihar Ve Boşanma Düzeyleri İle İlişkili Midir? Türkiye’den Ampirik Bir Kanıt", *Kırklareli Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 6(5), 50-63.

- Özün, A. ve Çifter, A. (2007). "Industrial Production As A Credit Driver In Banking Sector: An Empirical Study With Wavelets", *Bank and Bank Systems*, 2 (2), 69-80.
- Patrick, H. T. (1966). "Financial Development And Economic Growth In Underdeveloped Countries", *Economic development and Cultural change*, 14(2), 174-189.
- Paulus, A., Çok, M., Figari, F., Hegedüs, P., Kralik, S., Kump, N., ... & Vörk, A. (2009). "The effects of taxes and benefits on income distribution in the enlarged EU", *Tax and benefit policies in the enlarged Europe: Assessing the impact with microsimulation models*, 35, 65-90.
- Paya, M. M. (2001). *Makro iktisat*. Filiz Kitabevi, İstanbul.
- Peersman, G. ve, Smets, F. (2005). "The Industry Effect of Monetary Policy in The Euro Area", *The Economic Journal*, 115, 319-342.
- Peersman, G., and Smets, F. (2001). "The monetary transmission mechanism in the euro area: More evidence from VAR analysis", *The European Central Bank Working Paper Series*, 91, 1-36.
- Peker, O. (2008). "Reel Döviz Kurunun Ticaret Dengesi Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği", *Atatürk Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, 22(2): 33- 43.
- Pellényi, G. (2012). "The sectoral effects of monetary policy in Hungary: a structural factor analysis", (No. 2012/1). *MNB Working Papers*.
- Pesaran, H. H., and Shin, Y. (1998). "Generalized Impulse Response Analysis in Linear Multivariate Models", *Economics Letters*, 58(1), 17-29.
- Pesaran, M. H. (2004). "General diagnostic tests for cross section dependence in panels", *CESifo Working Paper No. 1229*, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.572504> (23.03.2023).
- Pesaran, M. H. (2007). "A simple panel unit root test in the presence of cross-section dependence", *Journal of applied econometrics*, 22(2), 265-312.
- Philips, P., and Perron, P. (1988). "Testing For a Unit Root in Time Series Regressions", *Biometrika*, 75(2), 345-34.
- Pollin, R. (1991). "Two Theories of Money Supply Endogeneity: Some Empirical Evidence", *Journal of Post Keynesian Economics*, 13(3), 366-396.
- Rawls, J. (1971). *A theory of justice*, MA: Harvard University Press, Cambridge.
- Rodríguez, F. C. J and Marrero, D. P. (2008). "Industry Effects of Monetary Policy in Spain", *Regional Studies*, 42(3), 375- 384.
- Romer, C.D. & Romer, D.H. (1998). "Monetary policy and the well-being of the poor", *NBER Working Paper*, No. 6793, <https://www.nber.org/papers/w6793> (23.12.2022).
- Roodman, D. (2009). "How to do xtabond2: An introduction to difference and system GMM in Stata", *The stata journal*, 9(1), 86-136.

- Rossi, B., & Zubairy, S. (2011). "What is the importance of monetary and fiscal shocks in explaining US macroeconomic fluctuations?", *Journal of Money, Credit and Banking*, 43(6), 1247-1270.
- Rouwendal, J. and Lohghi, S. (2008). "The effects of consumers' expectations in a booming housing market: spacetime patterns in the Netherlands", *Housing Studies*, 23, 291-317.
- Sancak, E. ve Demirbaş, E. (2011). "Küresel Ekonomik Kriz ve Türkiye Konut Sektörüne Etkileri", *Süleyman Demirel Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(3), 171-190.
- Sari, R., Ewing, B. T., & Aydın, B. (2007). "Macroeconomic variables and the housing market in Turkey", *Emerging Markets Finance and Trade*, 43(5), 5-19.
- Sayım, F., & Aydın, V. (2011). "Hizmet sektörü özellikleri ve sistematik olmayan risklerin sektör menkul kıymetleri ile etkileşimine dair teorik bir çalışma. Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, (29), 245-262.
- Sengupta, N. (2014). "Sectoral effects of monetary policy in India", *South Asian Journal of Macroeconomics and Public Finance*, 3(I) 127-154.
- Sever, E., & Han, V. (2015). "Türkiye'de reel kesim ile bankacılık kesimi arasındaki ilişkinin analizi: Sektörel bir yaklaşım", *Aksaray Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 7(2), 1-9.
- Sever, H. (2018). "Türkiye'de Parasal Aktarım Mekanizması; 1994-2017 Dönemi", *Sakarya İktisat Dergisi*, 7(2), 44-68.
- Sevüktekin, M., & Çınar, M. (2017). *Ekonometrik Zaman Serisi Analizi: EViews Uygulamalı*, Dora Yayınevi, Bursa.
- Seyidoğlu, H. (2003). *Uluslararası Finans*, Güzem Can Yayınları, İstanbul.
- Shakeri Bostanabad, R., Jalili, Z. and Salehi Komrudi, M. (2019). "The Regional Impact of Monetary Policy on the Employment of Iran's Industrial Provinces: The Structural Factor-Augmented Vector Autoregressive Method (SFAVAR)", *Quarterly Journal of Economic Growth and Development Research*, 9(35), 79-102.
- Sims, C. A. (1980). "Macroeconomics and reality", *Econometrica: journal of the Econometric Society*, 1-48.
- Soytaş, U. and Küçükaya, E. (2011), "Economic Growth and Financial Development in Turkey: New Evidence", *Applied Economics Letters*, 18(6), 595-600.
- Standardized World Income Inequality Database. (2022). Frederick Solt. <https://fsolt.org/swiid/> (26.03 2023).
- Sundrum R.M. (2004). *Income dstrubution in less developed countries*, Routledge, London and New York.
- Şahin, H. ve Tutar, F. K. (2017). "Türkiye'nin Avrupa Birliği'ne Uyum Sürecinde Kadın İstihdamının Analizi", *Kastamonu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 16(2), 40-57.

- Şimşek, M., & Kadılar, C. (2005). "Türkiye'nin İhracat Talebi Fonksiyonunun Sınır Testi Yöntemi İle Eşbütünleşme Analizi", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 6(1), 144-152.
- Taghizadeh-Hesary, F., Yoshino, N., & Shimizu, S. (2020). "The impact of monetary and tax policy on income inequality in Japan", *The World Economy*, 43(10), 2600-2621.
- Taşseven, Ö., & Yılmaz, N. (2022). "Finansal Gelişme Göstergeleri İle Ekonomik Büyüme İlişkisi: Türkiye Örneği", *Doğuş Üniversitesi Dergisi*, 23(1), 105-125.
- Tatoğlu, F. Y. (2020). *İleri panel veri analizi: Stata uygulamalı, Dördüncü Baskı*, Beta Basım Yayım, İstanbul.
- Tatoğlu, F. Y. (2021). *Panel veri Ekonometrisi: Stata uygulamalı, Genişletilmiş Altıncı Baskı*, Beta Basım Yayım, İstanbul.
- Taylor, J. (1995). "The Monetary Transmission Mechanism: an Empirical Framework," *Journal of Economic Perspectives*, 9, 11-26.
- Tetik, M., & Ceylan, R. (2016). "Investigation of interaction between monetary and fiscal policy in Turkey: SVAR Approach", *Journal of Multidisciplinary Developments*, 1(1), 113-121.
- Thangavelu, S. M. and James, A. B. J. (2004). "Financial Development and Economic Growth in Australia: An Empirical Analysis", *Empirical Economics*, 29, 247-260.
- Tufan, O. (2018). *Para Politikasının Sektörel Etkileri*, (Yüksek Lisans Tezi), Mersin Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Mersin.
- Tuna, K. & Bektaş, H. (2013). "Kredi hacminin ekonomik büyüme üzerindeki rolünün incelenmesi: Türkiye örneği", *Finansal Araştırmalar ve Çalışmalar Dergisi*, 5(9), 139-150.
- Tunalı, H., & Onuk, P. (2017). "Finansal Gelişme Ve Ekonomik Büyüme Arasındaki Nedensellik İlişkisi: Türkiye Örneği", *Journal of Economic Policy Researches*, 4(1), 1-15.
- Tunç, H, Kaya, M. ve Kırbaş, H. (2015). "Uluslararası Taşımacılığın Gelişiminde Döviz Kurunun Etkisi: Türkiye Örneği", *Mehmet Akif Ersoy Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 2(1), 55-65.
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, (2013). "Parasal Aktarım Mekanizması", TCMB <https://www.tcmb.gov.tr> (30.04.2022).
- Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, (2022). "Reel Efektif Döviz Kuru Metaverisi" TCMB, <http://www.tcmb.gov.tr/wps/wcm/connect/TR/TCMB+TR/Main+Menu/Istatistikler/Doviz+Kurlari/Reel+Efektif+Doviz+Kuru/Metaveri> (06.05.2022).
- Türkiye İstatistik Kurumu, (2022). "Ciro Endeksleri Metaverisi". TÜİK, <https://data.tuik.gov.tr/Search/Search?text=ciro%20endeksleri> (19.05.2022).

- Türkiye İstatistik Kurumu, (2022). “İnşaat Ciro ve Üretim Endeksleri Metaverisi”. TÜİK, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=insa-ve-konut-116&dil=1> (15.06.2022).
- Türkiye İstatistik Kurumu, (2022). “Tüketici Eğilim İstatistikleri Ve Tüketici Güven Endeksi Metaverisi”. TÜİK, <https://data.tuik.gov.tr/Kategori/GetKategori?p=ekonomik-guven-117&dil=1> (19.05.2022).
- Uluslararası Çalışma Örgütü, (2023). “İşsizlik Oranı Verisi”, İLO, [https://www.ilo.org/shinyapps/bulkeplorer47/?lang=en&segment=indicator&id=UNE\\_2EAP\\_SEX\\_AGE\\_RT\\_A](https://www.ilo.org/shinyapps/bulkeplorer47/?lang=en&segment=indicator&id=UNE_2EAP_SEX_AGE_RT_A) (04.05.2023).
- Utaka, A. (2003). “Confidence and The Real Economy-The Japanese Case”, *Applied Economics*, 35(3), 337-342.
- Ünal, S. (2021). “Döviz Kuru Ve Faiz Oranlarının Sektör Bazında Hisse Senedi Getirilerine Etkileri: Borsa İstanbul Örneği”, *Muhasebe Bilim Dünyası Dergisi*, 23(3), 495-511.
- Veselinović, N. (2020). “Monetary policy and unemployment in the Republic of Serbia”, *Industrija*, 48(2), 73-88.
- Wilkins, A. S. (2018). “To lag or not to lag?: Re-evaluating the use of lagged dependent variables in regression analysis”, *Political Science Research and Methods*, 6(2), 393-411.
- William H. (2003). *Econometric Analysis, Fifth Edition*, Prentice Hall, ABD.
- Wogin, G. (1980). “Unemployment and monetary policy under rational expectations: Some Canadian evidence”, *Journal of Monetary Economics*, 6(1), 59-68.
- Wooldridge, J. M. (2015). *Introductory econometrics: A modern approach*, Cengage learning, ABD.
- Yalçın, E. C., Tıraşoğlu, M. ve Çevik, E. (2017). “Bölgesel Bazlı Konut Fiyat Endeksi İle Ekonomik Güven Endeksi Arasındaki İlişkinin Ekonometrik Analizi: Türkiye Örneği”, *Girişimcilik ve Kalkınma Dergisi*, 12, 123-137.
- Yamak, R., Yamak, N., ve Erkan, E. (2019). “Tüketim Fonksiyonu ve Tüketici Güven Endeksi”, *Kafkas Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi*, 10(19), 533-558.
- Yaşar, E., ve Küpcü, O. (2020). “Reel Döviz Kurunun Firmaların İhracat Performansına Etkisi: Farklı Sektörlerdeki Firmalar Üzerine Ampirik Bir İnceleme”, *Balkan and Near Eastern Journal of Social Sciences*, 6(3), 67-78.
- Yaşar, G., ve Ceylan, S. (2020). “Tüketici Güven Endeksi ile Gayri Safi Yurtiçi Hasıla İlişkisi”, *Selçuk Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi*, (44), 343-353.
- Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2014). *Makro Ekonomi (12. Baskı)*, Seçkin Yayıncılık, Ankara.

- Yıldırım, K., Karaman, D., & Taşdemir, M. (2010). *Makroekonomi, (9. Baskı)*, Seçkin Yayıncılık, Ankara.
- Yılmaz, Ö. ve Kaya, V. (2006). “Finansal Kalkınma ve İktisadi Büyüme Arasındaki Nedensellik”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, 244, 120–131.
- Zhu, H. (2006). “The structure of housing finance markets and house prices in Asia”, *BIS Quarterly Review*, 55-69.
- Zivot, E. ve Andrews, D. W. K. (1992). “Further Evidence on the Great Crash, the Oil-Price Shock, and the Unit-Root Hypothesis”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 10(3), 251-270.