

**MALİYE POLİTİKASI ŞOKLARININ
DİNAMİK ETKİLERİNİN
VEKTÖR OTOREGRESYONLA ANALİZİ:
TÜRKİYE UYGULAMASI**

Zekeriya YILDIRIM

**(Doktora Tezi)
Eskişehir, 2012**

**MALİYE POLİTİKASI ŞOKLARININ DİNAMİK ETKİLERİNİN VEKTÖR
OTOREGRESYONLA ANALİZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI**

Zekeriya YILDIRIM

Doktora Tezi

İktisat Anabilim Dalı

Danışman: Prof. Dr. Kemal YILDIRIM

Eskişehir

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü

Ocak 2012

JÜRİ VE ENSTİTÜ ONAYI

Zekeriya YILDIRIM'ın; "Maliye Politikası Şoklarının Dinamik Etkilerinin Vektör Otoregresyonla Analizi: Türkiye Uygulaması" başlıklı tezi **25 Ocak 2012** tarihinde, aşağıdaki jüri tarafından Lisansüstü Eğitim Öğretim ve Sınav Yönetmeliğinin ilgili maddeleri uyarınca, **İktisat** Anabilim Dalında Doktora tezi olarak değerlendirilerek kabul edilmiştir.

Üye (Tez Danışmanı) : Prof.Dr.Kemal YILDIRIM

Üye : Prof.Dr.C.Necat BERBEROĞLU

Üye : Prof.Dr.Cüneyt KOYUNCU

Üye : Doç.Dr.Verda CANBEY ÖZGÜLER

Üye : Yard.Doç.Dr.Ethem ESEN

İmza

Kemal Yıldırım
C. Necat Berberoğlu
Cüneyt Koyuncu
Verda Canbey Özgüler
Ethem ESEN

B. Zafer Erdoğan
Prof.Dr.B.Zafer ERDOĞAN
Anadolu Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü Müdürü

Doktora Tez Özü

MALİYE POLİTİKASI ŞOKLARININ DİNAMİK ETKİLERİNİN VEKTÖR OTOREGRESYONLA ANALİZİ: TÜRKİYE UYGULAMASI

Zekeriya YILDIRIM

İktisat Anabilim Dalı

Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ocak 2012

Danışman: Prof. Dr. Kemal YILDIRIM

Maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkileri hem teorik hem de ampirik olarak hala tartışılmaktadır. Teorik tartışmalar farklı iktisadi ekoller tarafından geliştirilen makroekonomik modeller aracılığıyla sürdürülmektedir. Mikro temelli olmayan makroekonomik modellerde tartışmanın odağında; maliye politikasının toplam talep yoluyla ekonomik aktiviteyi canlandırıp canlandırmayacağı vardır. Mikro temelli makroekonomik modellerde ise tartışmalar maliye politikasının tüketim, istihdam ve reel ücretler üzerindeki etkileri üzerine yoğunlaşmaktadır. Maliye politikasına yönelik ampirik literatür büyük ölçüde VAR yöntemine dayanmaktadır. VAR literatüründe maliye politikasının etkilerinin ölçümü için dört yaklaşım mevcuttur. Bu yaklaşımların her biri maliye politikası şoklarının ayrıştırılması için farklı çözümler ileri sürmektedir. Bu çalışmada maliye politikası şoklarının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri VAR yöntemi ve işaret kısıtı yaklaşımı kullanılarak 1988:1-2010:4 dönemi için analiz edilmiştir. Çalışmanın bulguları ekonomik aktivitenin canlandırılması için en etkin politika stratejisinin bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğunu göstermektedir. Kamu harcamalarındaki artışa dayalı olan diğer stratejiler tüketim ve yatırımlarda dışlamaya yol açmaktadır. Bu bulgular ışığında Türkiye’de ekonomik aktivitenin canlandırılması için uygulanacak olan maliye politikasının vergi indirimlerine dayalı olması daha uygun görülmektedir. Buna ilaveten kamu harcamalarındaki artışın etkileri finansman biçimine bağlıdır. Dolayısıyla Türkiye’de kamu harcamalarındaki artış vergi artışı yerine bütçe açığıyla finanse edilmelidir.

Anahtar Kelimeler: Maliye Politikası, Makroekonomik Modeller, VAR, İşaret Kısıtlı VAR, Kamu Harcamaları Şoku, Kamu Gelirleri Şoku.

Abstract

VECTOR AUTOREGRESSION ANALYSIS OF THE DYNAMIC EFFECTS OF FISCAL POLICY SHOCKS: AN APPLICATION IN TURKEY

Zekeriya YILDIRIM

Department of Economics

Graduate School of Social Sciences, January 2012

Adviser: Prof. Dr. Kemal YILDIRIM

The effects of fiscal policy on economic activity are still debated both theoretically and empirically. Theoretical discussions have been carried on through macroeconomic models developed by different schools of thought. The question whether fiscal policy stimulate economic activity through aggregate demand is focal point of the discussion in non-micro founded macroeconomic models. On the other hand the discussions surrounding micro founded macroeconomic models are focused on the effects of fiscal policy on consumption, employment and real wage. Empiric literature related with fiscal policy is mostly based on Vector Autoregression (VAR) methodology. There are four approaches developed in order to observe the effects of fiscal policy shocks in VAR literature. Each of these approaches puts forward different solutions to identify fiscal policy shocks. In this study, the effects of fiscal policy shocks on Turkish economy are analyzed by VAR technique and sign restriction approach for 1988:1-2010:4 periods. The findings of the study show that the most effective policy strategies to stimulate economic activity is deficit financed tax cut. The other policy strategies based on an increase in government spending cause crowding-out in consumption and investment. In light of these findings the fiscal policy to stimulate economic activity in Turkey should be based on tax cuts. Furthermore, the effects of an increase in government spending depend on financing method. Consequently, an increase in government spending in Turkey should be financed by budget deficit instead of tax increasing.

**Keywords: Fiscal Policy, Macroeconomic Models, VAR, Sign Restricted VAR ,
Government Spending Shock, Government Revenue Shock.**

Özgeçmiş

Zekeriya YILDIRIM

İktisat Anabilim Dalı

Doktora

Eğitim

Lisans	2006	Muğla Üniversitesi İktisadi İdari ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü
Lise	2001	Eskişehir Cumhuriyet Lisesi

İş

2008-	Anadolu Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Araştırma Görevlisi
-------	---

Kişisel Bilgiler

Doğum Yeri ve Yılı: Kayseri /1982 **Cinsiyeti:** Erkek **Yabancı Dil:** İngilizce

İçindekiler

	<u>Sayfa No</u>
Jüri ve Enstitü Onayı	ii
Öz	iii
Abstract.....	iv
Özgeçmiş.....	v
Tablolar Listesi	xii
Şekiller Listesi	xiii
Giriş.....	1

Birinci Bölüm

Makroekonomik Modeller ve Maliye Politikası

1. Mikro Temelli Olmayan Makroekonomik

Modellerde Maliye Politikasının Etkileri	5
1.1. Keynesyen Modeller ve Maliye Politikası.....	6
1.1.1. Basit Keynesyen modelde ve IS-LM modelde maliye politikasının etkileri.....	7
1.1.2. Blinder ve Solow modelde maliye politikası.....	8
1.1.2.1. Parayla finanse edilen maliye politikası	12
1.1.2.2. Borçla finanse edilen maliye politikası	14
1.1.2.3. Vergiyle finanse edilen maliye politikası	18
1.1.3. Dinamik IS-LM modelde maliye politikası.....	19
1.1.3.1. Beklenmeyen maliye politikası	25
1.1.3.2. Beklenen maliye politikası	27
1.1.4. AD-AS modelde maliye politikası	29
1.2. Ricardocu Denklik Teoremi.....	30
1.2.1. Ricardocu denklik teorisine yönelik eleştiriler.....	31
1.2.1.1. Sonlu yaşam.....	32

	<u>Sayfa No</u>
1.2.1.2. Likidite kısıtları	33
1.2.1.3. Belirsizlik	33
1.2.1.4. Maliye politikasının tasarrufçular-tüketiciler modeli.....	33
2. Mikro Temelli Makroekonomik	
Modellerde Maliye Politikasının Etkileri	34
2.1. Neo Klasik Modeller ve Maliye Politikası	36
2.1.1. Solow model ve	
Solow modelde maliye politikası.....	37
2.1.1.1. Solow modelin temel varsayımları.....	37
2.1.1.2. Üretim fonksiyonu.....	38
2.1.1.3. Tüketim fonksiyonu	39
2.1.1.4. Sermaye birikim süreci ve çıktının dinamikleri	40
2.1.1.5. Solow modelde maliye politikası	43
2.1.1.5.1. Vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri	45
2.1.1.5.2. Borçla finanse edilen geçici vergi indiriminin etkileri	46
2.1.2. Ramsey Model ve	
Ramsey Modelde Maliye Politikası.....	49
2.1.2.1. Ramsey modelin temel varsayımları.....	49
2.1.2.2. Temsili firmanın davranışı.....	51
2.1.2.3. Temsili hane halkının davranışı.....	52
2.1.2.4. Temsili hane halkının fayda maksimizasyon problemi	54
2.1.2.5. Ramsey modelde maliye politikası.....	60
2.1.2.5.1. Kamu harcamalarındaki kalıcı bir artışın etkileri.....	61

2.1.2.5.2. <i>Kamu harcamalarındaki geçici bir artışın etkileri.....</i>	62
2.1.3. Genişletilmiş Ramsey model ve maliye politikası şokları.....	63
2.1.3.1. Hane halkının davranışı.....	64
2.1.3.2. Firmanın davranışı.....	67
2.1.3.3. Denge ve birim esnek model	68
2.1.3.3.1. Kalıcı maliye politikası şoku.....	70
2.1.3.3.2. Geçici maliye politikası şokları.....	73
2.2. Yeni Keynesyen Modeller ve Maliye Politikası	77
3. Makroekonomik Modellerin Maliye Politikasının Etkilerine Yönelik Öngörülleri	79

İkinci Bölüm

Vektör Otoregresyon Analizi

1. Vektör Otoregresyonun Ortaya Çıkışı	83
1.1. Büyük Ölçekli Keynesyen Makroekonometrik Modeller ve Bu Modellerin Ayırt Edilmesi.....	84
1.2. Lucas Kritiği.....	87
1.3. Vektör Otoregresyon Manifestosu	90
1.4. VAR Modelinin Avantajları.....	93
1.5. VAR Modelinin Dezavantajları	94
2. İndirgenmiş Form VAR Modeli	97
2.1. VAR (p) Modelinin Alternatif Temsilleri.....	97
2.1.1. Eşlikçi form temsili	98
2.1.2. Eş anlı denklemler formatı.....	98
2.2. VAR Analizinin Aşamaları.....	98
2.2.1. Tahmin	100
2.2.2. Belirleme	105
2.2.2.1. Gecikme uzunluğunun seçimi	106

	<u>Sayfa No</u>
2.2.2.1.1. <i>Ardışık yaklaşım</i>	107
2.2.2.1.2. <i>Model seçim kriterleri</i>	108
2.2.2.1.3. <i>Alternatif yaklaşım</i>	112
2.2.2.2. VAR modelinin istikrarlılığı ve durağanlığı	112
2.2.3. Modelin uygunluğunun kontrolü	113
2.2.3.1. Artıkların otokorelasyonunun	
sınanmasında kullanılan testler	113
2.2.3.1.1. <i>Artıkların betimsel analizi</i>	114
2.2.3.1.2. <i>Portmanteau sinaması</i>	114
2.2.3.1.3. <i>LM testi</i>	115
2.2.3.2. Normal dışılık sınamaları	116
2.2.3.3. İstikrarlılık analizi	119
2.2.4. Öngörü	119
2.2.5. Granger nedensellik analizi	120
2.2.5.1. Tanım	120
2.2.5.2. İki değişkenli Granger nedenselliğin	
alternatif temsilleri	122
2.2.5.2.1. <i>İki değişkenli</i>	
<i>Granger nedenselliğin</i>	
<i>indirgenmiş form temsili</i>	122
2.2.5.2.2. <i>İki değişkenli Granger</i>	
<i>nedenselliğin vektör hareketli</i>	
<i>ortalama temsili</i>	124
2.2.5.3. Granger nedenselliğin test edilmesi	126
2.2.5.4. Çok değişkenli Granger nedensellik	128
2.2.6. Etki tepki analizi	129
2.2.6.1. Öngörü hatası etki tepkileri	129
2.2.6.2. Dikeyleştirilmiş etki tepkiler	132
2.2.6.3. Genelleştirilmiş etki tepkiler	134
2.2.6.4. Etki tepkilerin tahmin edilmesi	135

	<u>Sayfa No</u>
2.2.6.5. Etki tepkilerin güven aralıkları.....	136
2.2.7. Varyans ayrıştırması.....	139
3. Yapısal VAR modeli.....	141
3.1. Ayırt Edilme Kısıtları.....	142
3.1.1. Kısa dönem kısıtlarla ayırt edilme.....	143
3.1.1.1. A model	144
3.1.1.2. B model	145
3.1.1.3. AB model	146
3.1.2. Uzun dönem kısıtlarla ayırt edilme.....	149
3.1.3. İşaret kısıtlarıyla ayırt edilme.....	151
3.2. Yapısal etki tepkiler.....	160

Üçüncü Bölüm

Türkiye’de Maliye Politikası Şoklarının Dinamik

Etkilerinin VAR Analizi

1. Maliye Politikasının Etkilerinin Ölçümü İçin Kullanılan Yöntemler..	161
1.1. VAR Modellerinde Maliye Politikası.....	162
1.1.1. Kukla değişken yaklaşımı.....	164
1.1.2. Yinelemeli yaklaşım	165
1.1.3. SVAR yaklaşımı	167
1.1.4. İşaret kısıtı yaklaşımı	169
2. Maliye Politikasının Etkilerinin VAR Yaklaşımları Kullanılarak İncelendiği Ampirik Çalışmalar	174
3. Ampirik Analiz	188
3.1. Veri	189
3.2. Ayrıştırma Yaklaşımı ve Ayrıştırma Kısıtları	190
3.3. VAR Modelinin Gecikme Uzunluğu Seçimi ve Uygunluk Sınamaları	192
3.4. Etki Tepki Analizi	194
3.4.1. Konjonktür şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi	194

	<u>Sayfa No</u>
3.4.2. Para politikası şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi	195
3.4.3. Kamu harcamaları şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri	196
3.4.4. Kamu gelirleri şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri	201
3.4.5. Beklenen maliye politikalarının etkileri	203
3.4.5.1. Beklenen kamu harcamaları şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri	203
3.4.5.2. Beklenen kamu gelirleri şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri	207
3.4.6. Farklı maliye politikası senaryoları	210
3.4.6.1. Bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikasının etkileri	210
3.4.6.2. Bütçe açığıyla finanse edilen vergi indiriminin etkileri.....	213
3.4.6.3. Denk bütçe harcama artışı politikasının etkileri.....	215
3.4.6.4. Alternatif maliye politikası senaryolarının etkinliği	217
3.4.7. Dirençlilik analizi	219
Sonuç	224
Kaynakça	230

Tablolar Listesi

	<u>Sayfa No</u>
Tablo 1. IS-LM Modelde	
Alternatif Maliye Politikalarının Etkileri	9
Tablo 2. Birim Esnek Modelin Denklemleri	70
Tablo 3. Makroekonomik Modellerin Maliye Politikasının	
Etkilerine Yönelik Öngörülleri	81
Tablo 4. İki Değişkenli VAR Modelinde Granger Nedensellik ...	125
Tablo 5. İşaret Kısıtları.....	156
Tablo 6. Uhlig'in İşaret Kısıtları	160
Tablo 7. Maliye Politikası Şoklarının Ayrıştırılmasına	
Yönelik VAR Yaklaşımları	164
Tablo 8. Maliye Politikası Şoklarının Makroekonomik Değişkenler	
Üzerindeki Etkileri: Ampirik Literatür Özeti	178
Tablo 9. Etki Tepkiler Üzerindeki İşaret Kısıtları	192
Tablo 10. Optimal Gecikme Uzunluğu Seçimi.....	193
Tablo 11. LM Testi ile Otokorelasyon Sınaması	195
Tablo 12. Normallik Sınaması	195

Şekiller Listesi

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 1. Parayla Finansman Altında Maliye Politikasının Etkileri	13
Şekil 2. Borçla Finansman Altında Maliye Politikasının Etkileri	17
Şekil 3. Vergiyle Finansman Altında Maliye Politikasının Etkileri	19
Şekil 4. Dinamik IS-LM Model	24
Şekil 5. Beklenmeyen Maliye Politikasının Etkileri.....	26
Şekil 6. Beklenen Maliye Politikasının Etkileri	28
Şekil 7. AD-AS Modelde Genişletici Maliye Politikasının Etkileri	30
Şekil 8. Solow Modelinin Temel Grafiği	41
Şekil 9. Vergiyle Finanse Edilen Kamu Harcamalarındaki Artışın Etkileri	46
Şekil 10. Borçla Finanse Edilen Geçici Bir Vergi İndiriminin Etkileri	48
Şekil 11. Ramsey Modelin Temel Grafiği	59
Şekil 12. Kamu Harcamalarındaki Kalıcı Bir Artışın Etkileri	61
Şekil 13. Kamu Harcamalarındaki Geçici Bir Artışın Etkileri ve Reel Faiz Oranı	62
Şekil 14. Birim Esnek Modelin Faz Diyagramı.....	70
Şekil 15. Kalıcı Maliye Politikası Şokunun Etkileri.....	71
Şekil 16. Maliye Politikası Şokunun İstihdam Üzerindeki Etkileri.....	72
Şekil 17. Geçici Maliye Politikası Şokunun Etkileri.....	73
Şekil 18. Geçici Bir Maliye Politikası Şokuna Makroekonomik Değişkenlerin Tepkisi	76

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 19. VAR analizinin aşamaları	99
Şekil 20. Vergi şokuna çıktının etki tepkileri: Farklı ρ_{12} için (F12(0))	158
Şekil 21. VAR (1) Modelinin Durağanlığı.....	193
Şekil 22. Makroekonomik Değişkenlerin Konjonktür Şokuna Etki Tepkileri	198
Şekil 23. Makroekonomik Değişkenlerin Daraltıcı Para Politikası Şokuna Etki Tepkileri.....	199
Şekil 24. Makroekonomik Değişkenlerin Kamu Harcamaları Şokuna Etki Tepkileri.....	200
Şekil 25. Makroekonomik Değişkenlerin Pozitif Kamu Gelirleri Şokuna Etki Tepkileri.....	202
Şekil 26. Makroekonomik Değişkenlerin Beklenen Kamu Harcamaları Şokuna Tepkileri.....	205
Şekil 27. Beklenmeyen ve Beklenen Kamu Harcamaları Şokunun Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırılması.....	206
Şekil 28. Makroekonomik Değişkenlerin Beklenen Kamu Gelirleri Şokuna Tepkileri.....	208
Şekil 29. Beklenmeyen ve Beklenen Kamu Gelirleri Şokunun Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırılması.....	209
Şekil 30. Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Harcama Artışı Politikasının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri.....	212
Şekil 31. Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Vergi İndirimi Politikasının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri.....	214
Şekil 32. Denk Bütçe Harcama Artışı Politikasının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri.....	216

	<u>Sayfa No</u>
Şekil 33. Vergi ve Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Kamu Harcamalarındaki Artışın Ekonomik Aktivite Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırılması.....	217
Şekil 34. Alternatif Maliye Politikası Senaryoları için Çıktının İndirgenmiş Kümülatif Tepkileri.....	218
Şekil 35. Pozitif Kamu Harcamaları Şokunun Etkileri (Yinelemeli Yaklaşım)	220
Şekil 36. Pozitif Kamu Gelirleri Şokunun Etkileri (Yinelemeli Yaklaşım)	220
Şekil 37. Alternatif Maliye Politikası Senaryolarının Gecikme Uzunluğu Seçimine Duyarlılığı.....	222
Şekil 38. Alternatif Maliye Politikası Senaryolarının Ele Alınan Döneme Duyarlılığı.....	223

Giriş

2008 küresel krizi ve sonrasındaki gelişmeler, ekonomik dalgalanmalarla mücadelede maliye politikasının güçlü etkilerinin olabileceğini göstermiştir. Bu süreçte Türkiye'nin de içinde bulunduğu pek çok ülke; küresel krizin olumsuz etkilerini hafifletmek için farklı maliye politikaları dizayn etmişlerdir. Bu ülkelerden bazıları kamu harcamalarını arttırırken, bazıları vergileri indirmiş ve az sayıdaki ülke ise her iki maliye politikası aracını birlikte kullanmıştır. Bu çerçevede politika yapıcılar vergi indiriminin mi yoksa harcama artışının mı daha etkin olacağı, uygulanacak olan maliye politikasının finansman biçimine göre ikincil etkilerinin neler olacağı gibi sorularla karşı karşıya kalmışlardır. Bu soruların cevaplanması, özellikle Türkiye ekonomisi gibi ekonomik faaliyetlerde dalgalanmaların çok sık olduğu ekonomiler için son derece önemli hale gelmiştir. Bu bağlamda maliye politikasının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerine yönelik ampirik bulguların ortaya konulması gelecek dönemlerde karar aşamasında bulunacak olan politika yapıcılarına ışık tutacaktır.

Türkiye ekonomisine ilişkin pek çok karakteristik özellik; maliye politikasının ekonomi üzerinde potansiyel güçlü etkilerinin olabileceğini ortaya koymaktadır. Öncelikle kamu harcamaları, vergi gelirleri ve bütçe açıklarının milli gelir içerisinde tarihsel olarak önemli bir paya sahip olması, mali değişkenlerde ortaya çıkacak değişmelerin önemli etkilerinin olabileceğine işaret etmektedir. Türkiye ekonomisinin büyüme performansının dalgalı ve istikrarsız olması, yakın tarihinin ekonomik krizlerle geçmesi, bu krizlerin olumsuz etkilerinin ortadan kaldırılmasında maliye politikasını önemli kılmaktadır. Maliye politikası Türkiye ekonomisi açısından büyük öneme sahip olmasına rağmen, bu politikanın ekonomik aktivite üzerindeki etkilerine yönelik kapsamlı bir analiz mevcut değildir. Bu nedenle kamu harcamalarındaki artışın, vergilerdeki indirimin ve farklı maliye politikası senaryolarının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerinin ölçülmesi büyük önem taşımaktadır. Bu çalışma literatürdeki bu eksikliği gidermeyi amaçlamaktadır.

Türkiye' de maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerini, ilgili teorik ve ampirik literatürü göz önünde bulundurarak, analiz etmeyi amaçlayan bu çalışma şöyle dizayn edilmiştir.

Birinci bölümde maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerine ilişkin teorik literatür, farklı iktisadi ekollerin geliştirdikleri makroekonomik modeller aracılığıyla açıklanacaktır. Burada maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerine yönelik teorik tartışmalar detaylı bir şekilde ortaya konulacaktır.

İkinci bölümde ise çalışmanın konusuna ilişkin ampirik literatürün büyük bir bölümünü oluşturan VAR analizinin gelişimi, aşamaları, istatistiksel araçları ve farklı türdeki VAR modelleri ayrıntılı bir biçimde açıklanacaktır. Bu bölümde VAR modelinin belirlenmesi, tahmini ve modelin uygunluk sınamaları ortaya konulduktan sonra, etki tepki analizi, nedensellik analizi ve varyans ayrıştırması analizi gibi istatistiksel araçların neyi ifade ettiği ve hangi amaçlara yönelik kullanılabilecekleri açıklanacaktır. Bölümün son kısmında, Yapısal VAR modelleri ve yapısal şokların ayrıştırılması için kullanılan kısıtlamalar tanıtılacaktır.

Çalışmanın üçüncü bölümü üç kısımdan oluşmaktadır. Bu bölümünde ilk olarak maliye politikasının etkilerinin ölçümü amacıyla geliştirilmiş olan VAR modelleri tanıtılacaktır. Bu bağlamda bu modellerin temel yapısı özetlenecek ve maliye politikası analizi yapılırken izlenecek aşamalar açıklanacaktır. Daha sonra maliye politikası analizi için dizayn edilmiş VAR modellerinin kullanıldığı ampirik literatür özetlenecektir. Burada uluslararası düzeydeki çalışmaların bulguları kısaca özetlenmektedir. Bu bölümün son kısmında ise 1988:1-2010:4 döneminde maliye politikasının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri VAR yöntemi ve işaret kısıtı yaklaşımı kullanılarak analiz edilecektir. Ampirik analizde başlangıçta pozitif kamu harcamaları ve kamu gelirleri şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri incelenecektir. Daha sonra kamu harcamaları ve vergilerdeki beklenen bir artışın ekonomik aktivite üzerindeki etkileri de incelenerek, maliye politikasının duyuru etkisinin Türkiye ekonomisi için geçerli olup olmayacağı araştırılacaktır. Son olarak üç farklı maliye politikası senaryosunun Türkiye ekonomisi üzerindeki etkinliği tartışılacaktır. Bu senaryolardan ilki vergi indirimlerine dayalı iken, diğer ikisi kamu harcamlarındaki artışa dayanmaktadır. Dolayısıyla burada Türkiye’de ekonomik aktivitenin canlandırılmasında hangi maliye politikası aracının, harcama artışı ya da vergi indirimi, daha etkin olacağı sorusu da cevaplanmaya çalışılacaktır. Bunun yanı sıra, kamu harcamlarındaki artışın tüketim ve yatırımlar üzerinde dışlayıcı etkilerinin olup

olmadığı araştırılacaktır. Çalışmada her bir maliye politikası senaryosunun çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkileri incelenerek, ulaşılan bulguların dirençliliği analiz edilecektir.

Birinci Bölüm

Makroekonomik Modeller ve Maliye Politikasının Etkileri

Günümüze kadar maliye politikasının etkileri pek çok makroekonomik modelde ele alınmıştır. Bu modeller temel olarak iki kısma ayrılabilir: mikro temelli olmayan makroekonomik modeller ve mikro temelli makroekonomik modeller. İlk türdeki modeller Klasik model ve Keynesyen modellerle temsil edilmektedir. Klasik model maliye politikasının herhangi bir rolünün olmadığını vurgularken, Keynesyen modeller maliye politikasının ekonomiyi toplam talep yoluyla etkilediğini ileri sürmektedir. Keynesyen modellerin bu öngörüsüne karşın, rasyonel beklentilere dayalı olan Yeni Klasik model maliye politikasının toplam talebi ve ekonomiyi etkilemeyeceğini öngörmektedir. Bu doğrultuda bu bölümde öncelikle Keynesyen modeller ve bu modellerin maliye politikasının etkilerine yönelik öngörülerine ve Yeni Klasiklerin Keynesyen modellere eleştirilerine yer verilecektir. Daha sonra mikro temelli makroekonomik modellerde maliye politikasının etkileri ele alınacaktır. Bu modeller Neoklasik büyüme modelleri, Reel Konjontürel Dalgalanmalar (RBC) modeli ve Yeni Keynesyen (NK) modellerle temsil edilmektedir. Neoklasik büyüme modelleri maliye politikasının tüketimi azaltacağını ve çıktı üzerinde önemli bir etkisinin olmayacağını öngörmektedir. Bu modellere göre maliye politikasının tüketim üzerindeki etkisi şokun kalıcılığına bağlıdır. RBC model maliye politikasının tüketimi azaltacağını, emek arzını arttıracığını, reel ücretleri azaltacağını ve çıktıyı arttıracığını öngörmektedir. Bu modelde çıktının genişlemesine neden olan faktör, Keynesyen modellerin aksine, emek arzındaki artıştır. NK model maliye politikasının çıktıyı genişleteceğini öngörmektedir. Fakat RBC modeli ile arasındaki temel farklılık, NK modelin maliye politikasının tüketimi ve reel ücretleri arttıracığı yönündeki öngörüsüdür. Dolayısıyla RBC ve NK model arasında maliye politikasının tüketim ve reel ücretler üzerindeki etkisi konusunda bir anlaşmazlık söz konusudur. Bu bölümde her iki yaklaşım arasındaki bu teorik tartışmalara da yer verilecektir.

1. Mikro Temelli Olmayan Makroekonomik Modellerde Maliye Politikasının Etkileri

Mikro temelli olmayan modeller ders kitaplarındaki standart IS-LM model, Blinder ve Solow model, Dinamik IS-LM ve AD-AS gibi Keynesyen modellerle birlikte Klasik modeli kapsamaktadır¹. Fiyatların tamamen esnek olduğu ve arz eğrisinin dikey olduğu Klasik modelde, maliye politikasının herhangi bir rolü yoktur. Keynesyen modellerde ise fiyatlar katıdır ve cari tüketim yalnızca cari gelire bağlıdır. Bu modellerde maliye politikası önemli bir role sahiptir. Bu modellerle temsil edilen Keynesyen yaklaşım, maliye politikasının toplam talep aracılığıyla ekonomiyi etkileyeceğini ileri sürmektedir. Ancak bu yaklaşıma göre maliye politikasının toplam talep ve dolayısıyla ekonomi üzerindeki etkilerinin doğrudan mı yoksa dolaylı mı olacağı; bu politikanın hangi şekilde uygulandığına bağlıdır. Kamu harcamalarını değiştirmek suretiyle uygulanan maliye politikası toplam talebi doğrudan etkilerken, vergiler ve transfer ödemeleri değiştirilerek uygulanan maliye politikası toplam talebi dolaylı olarak etkiler (Oğuz vd, 2011). Dolayısıyla Keynesyenler toplam talebi canlandırmak için kamu harcamalarındaki bir artışın aynı miktardaki vergi indiriminden daha etkin olduğunu ileri sürerler. Bu iddianın temel dayanağı şöyledir; kamu harcamalarındaki artışın tamamı ekonomiye pompalanır, fakat vergi indirimleri sonucu harcanabilir gelirdeki artışın bir kısmı tasarruf edilir (Gwartney vd, 2011:263-264).

Genişletici maliye politikasının ya da bütçe açıklarının toplam talebi canlandırdığını ifade eden Keynesyen görüşe karşı, rasyonel beklentiler hipotezini benimseyen Yeni Klasik model genişletici maliye politikasının toplam talep ve dolayısıyla da ekonomi üzerinde hiç bir etkisinin olmayacağını öngörmektedir. Yeni Klasik modeli Keynesyen modellerden ayıran iki önemli faktör vardır: rasyonel beklentiler hipotezi ve cari tüketimin cari gelire değil, sürekli gelire bağlı olması. İşte bu farklılıklardan dolayı her iki modelin maliye politikasının etkilerine ilişkin öngörülleri farklılaşmaktadır. Yeni Klasik modele göre hanehalkları büyük bir bütçe açığına tüketimlerini arttırarak reaksiyon göstermezler. Bunun aksine ilave kamu borcu ve bu borcun faiz ödemesine bağlı olarak gelecekte ortaya çıkacak olan yüksek vergileri ödeyebilmek için

¹ Bu çalışmada Türkiye’de maliye politikasının reel döviz kuru ve cari işlemler hesabı üzerindeki etkileri ele alınmamaktadır. Bu nedenle hem mikro temelli olmayan hem de mikro temelli modellerde ekonominin dışa kapalı olduğu modeller dikkate alınmaktadır.

harcanabilir gelirlerindeki artışın büyük bir kısmını ya da tamamını tasarruf ederler. Böylece kamu tasarruflarındaki azalış özel tasarruflardaki artışla kapanır. Ulusal tasarruflarda herhangi bir değişim olmayacağı için faiz oranı ve yatırımlarda değişmez. Bu nedenle Yeni Klasik iktisatçılar genişletici maliye politikasının toplam talep ve ekonomik aktivitede canlanmaya yol açacağına inanmazlar. Bütçe açıklarının toplam talebi canlandırmayacağını ifade eden bu görüş Ricardocu Denklik Teorisi olarak da bilir (Gwartney vd, 2011:259).

Özetle, mikro temelli olmayan modeller maliye politikasının ekonomi üzerindeki rolü konusunda ikiye ayrılmaktadır. Keynesyen yaklaşım maliye politikasının toplam talep yoluyla ekonomik aktiviteyi canlandıracağını ifade ederken, yeni klasik yaklaşım ya da Ricardocu Denklik Teorisi maliye politikasının toplam talep üzerinde etkisinin olmadığını ve dolayısıyla da ekonomiyi canlandırmakta bir rolünün olmayacağını ileri sürmektedir.

1.1. Keynesyen Modeller ve Maliye Politikası

Keynesyen modeller maliye politikasının toplam talebi canlandırarak çıktının genişlemesine neden olacağı konusunda hem fikirdir. Ancak çıktıdaki artışın büyüklüğü modeller arasında farklılaşmaktadır. Fiyatlar ve faiz oranının sabit olduğu basit Keynesyen model çıktıda büyük bir artış öngörürken, IS-LM model dışlama etkisinden dolayı çıktıdaki artışın daha küçük olacağını ortaya koymaktadır. Fiyatlar ve faiz oranının değişken olduğu AD-AS model ise çıktıdaki artışın IS-LM modelin öngörüsünden bile daha küçük olduğunu ileri sürmektedir. Maliye politikası analizinde farklı finansman biçimlerinin etkilerinin ele alındığı Blinder ve Solow model, çıktıdaki artışın boyutunun finansman biçimine bağlı olduğunu öngörmektedir. Diğer yandan beklentilerin göz önünde bulundurulduğu dinamik IS-LM model ise beklenen ve beklenmeyen maliye politikasının çıktı üzerindeki etkilerinin farklı olduğunu iddia etmektedir. Aşağıda kronolojik sıra takip edilerek bu Keynesyen modellerde maliye politikasının etkileri açıklanacaktır.

1.1.1. Basit Keynesyen modelde ve IS-LM modelde maliye politikasının etkileri

Basit Keynesyen modelde fiyatların ve faiz oranının sabit olduğu ve çıktının toplam talep tarafından belirlendiği varsayılmaktadır. Bu model bağlamında genişletici bir maliye politikası toplam talep ve çıktı üzerinde çarpan etkisine sahiptir. Ancak çarpanın büyüklüğü genişletici maliye politikasının bir vergi indirimiyle mi yoksa kamu harcamalarındaki bir artışla mı uygulandığına bağlıdır. Kamu harcamalarındaki bir artışın toplam talep ve çıktı üzerindeki etkisi vergi indiriminin etkisinden daha büyüktür. Başka bir ifadeyle kamu harcamaları çarpanının değeri vergi çarpanından daha büyüktür (Hemming vd, 2000:4). Bunula birlikte denk bütçe çarpanının değeri bire eşittir. Yani kamu harcamalarındaki bir artışın aynı miktarda vergi artışıyla finanse edilmesi durumunda, toplam talep ve çıktı kamu harcamaları ile aynı miktarda artar (Yıldırım vd, 2010:170).

IS-LM model basit Keynesyen modelin genişletilmiş şeklidir. Basit Keynesyen modelde sabit olan faiz oranı, IS-LM modelde değişkendir. Bu farklılıktan dolayı IS-LM modelde maliye politikasının etkinliği daha düşüktür. Bu modelde kamu harcamalarındaki bir artış öncelikle çıktıyı ve geliri arttırır. Artan gelir bir yandan tüketimi tetikleyerek Keynesyen çarpan etkisini ortaya çıkarırken, diğer yandan para talebinin artmasına yol açar. Para arzı sabit olduğu için para talebindeki artış faizlerde yükselişe neden olur. Faizlerdeki bu artış ise özel yatırımları ve toplam talebi azaltıcı rol oynar. Dolayısıyla kamu harcamalarındaki bir artış faizler yoluyla özel yatırımlar üzerinde negatif etkiye sahiptir. Bu etki dışlama (Crowding-out) etkisi olarak adlandırılır (Yetkiner, 2010:112). Sonuçta kamu harcamalarındaki bir artış çıktıyı ve tüketimi arttırır, özel yatırımları azaltır. Ancak dışlama etkisi kamu harcamaları çarpanının değerini küçülttüğünden, genişletici bir maliye politikasının çıktı üzerindeki etkisi IS-LM modelde daha küçüktür.

IS-LM modelin özel durumları farklı dışlama etkilerini ortaya çıkarır. Para talebinin faiz esnekliği sıfır iken, LM eğrisi dik olduğunda, kamu harcamalarındaki bir artış tam dışlamaya yol açar. Bu durumda genişletici maliye politikasının çıktı üzerinde etkisi yoktur. Yatırımın faiz esnekliği sıfır iken, IS eğrisi dik olduğunda, kamu harcamalarındaki bir artış dışlamaya yol açmaz. Dolayısıyla bu durumda maliye

politikası tam etkindir. Yine likidite tuzağı durumunda kamu harcamalarındaki bir artış toplam talebi ve çıkıyı arttırır. Bu durumda dışlama etkisi söz konusu değildir. Bu nedenle maliye politikası tam etkindir (Hiller, 1991:117).

Tablo 1. IS-LM Modelde Alternatif Maliye Politikalarının Etkileri

	<i>C</i>	<i>Y</i>	<i>R</i>	<i>I</i>
<i>Gelir Vergisi İndirimi</i>	+	+	+	-
<i>Kamu Harcamalarında Artış</i>	+	+	+	-
<i>Yatırım Sübvansiyonu</i>	+	+	+	+

Kaynak: Dornbusch, Fischer ve Startz, 2010:267

Alternatif maliye politikalarının etkileri IS-LM modelden yararlanılarak analiz edilebilir. Maliye politikası yalnızca kamu harcamaları değiştirilerek uygulanmaz. Gelir vergilerinde ve yatırım sübvansiyonlarında değişiklik yapılarak da uygulanabilir. Tablo 1 IS-LM modelde farklı türdeki maliye politikalarının çıktı, tüketim, yatırım ve faiz üzerindeki etkilerini özetlemektedir. Bu tabloya göre gelir vergisindeki bir indirim tüketimi, çıktıyı ve faizi arttırmakta, yatırımları azaltmaktadır. Kamu harcamalarındaki artışın etkileri gelir vergisi indiriminin etkileriyle aynıdır. Son olarak yatırım sübvansiyonları tüketimi, yatırımı, çıktıyı ve faiz oranlarını arttırır.

1.1.2. Blinder ve Solow modelde maliye politikası

Standart IS-LM model kullanılarak farklı finansman biçimleri altında maliye politikasının etkilerinin analiz edilmesi mümkün değildir. Blinder ve Solow (1973), hükümetin bütçe kısıtı ve servet etkisinden kaynaklanan dinamikleri standart IS-LM modele dahil ederek bu analizin yapılmasını olanaklı kılmıştır. Dolayısıyla IS-LM modelin Blinder ve Solow tarafından genişletilmiş versiyonunda, farklı finansman biçimleri altında genişletici maliye politikasının etkinliği analiz edilebilir.

Blinder ve Solow (1973), serveti hem para talebi hem de tüketim fonksiyonuna bir açıklayıcı değişken olarak dahil etmiştir. Bu değişiklikle standart IS-LM modelin denklemleri aşağıdaki biçimde yazılabilir².

$$Y = C + I + G \quad (1.1)$$

$$C = C(Y - T, A) \quad (1.2)$$

$$I = I(R) \quad (1.3)$$

$$T = T(Y) \quad (1.4)$$

$$\frac{M^d}{p} = l(R, Y, A), l_y > 0, \quad l_R < 0, \quad 0 < l_A < 1 \quad (1.5)$$

$$M^d = M^s \quad (1.6)$$

$$A = \bar{K} + \frac{M}{p} + \frac{V(R)}{p} \quad (1.7)$$

Burada Y , C , I , G , T , A , R , M^d/p , M^s , $\bar{K}$ ve $V(R)$ sırasıyla çıktıyı, tüketimi, yatırımı, kamu harcamalarını, vergileri, serveti, faiz oranını, reel parasal balansların talebini, para arzını, sabit sermaye stokunu ve devlet tahvillerinin nominal değerini temsil etmektedir. Ayrıca l_y para talebinin gelire duyarlılığını, l_R para talebinin faize duyarlılığını ve l_A para talebinin servete duyarlılığını ifade etmektedir.

Blinder ve Solow (1973) basitlik sağlamak için hükümetin sonsuz vadeli ve her yıl için 1 TL faiz ödemeli devlet tahvilleri³ çıkardığını varsaymıştır. Bu tür bir tahvilin faiz oranı R ise bu tahvilin fiyatı o tahvilinden elde edilen gelir akımının şimdiki değerine eşittir. Dolayısıyla sürekli zamanda bu tür bir tahvilin fiyatı aşağıdaki ifadeye eşittir.

² IS-LM modelin 1.1 nolu denklemi mal piyasası dengesini temsil ederken, 1.6 nolu denklem para piyasası dengesini temsil etmektedir. 1.2, 1.3, 1.4 ve 1.5 nolu denklemler sırasıyla tüketim, yatırım, vergi ve para talebi fonksiyonlarını ifade etmektedir. Son olarak 1.7 nolu denklem servetin bileşenlerini göstermektedir.

³ Bu tahviller consol olarak adlandırılır. Consol tipi tahvillerde anapara ödemesi yoktur. Bunların yalnızca faizleri ödenir.

$$P_B = \int_0^{\infty} 1 \cdot e^{-R \cdot \tau} \cdot dt = -\frac{1}{R} e^{-R \cdot \tau} \Big|_0^{\infty} = \frac{1}{R} \quad (1.8)$$

Denklem (1.8) tahvilin fiyatı ve faiz oranı arasında ters yönlü bir ilişki olduğunu ortaya koymaktadır. Eğer hükümet bu türdeki tahvillerden daha önceden B adet çıkartmışsa, her dönem için $1TL \times B$ faiz ödemesi yapmak zorundadır. Bu nedenle B hem halkın elinde bulundurduğu tahvil miktarını hem de hükümetin halka yaptığı faiz ödemelerini temsil etmektedir. Bu bağlamda B/R tahvil stokunun piyasa değerini yansıtacaktır⁴. Hükümet bütçe açığını kapatmak için yeni tahvil çıkartırsa ($\dot{B} > 0$), bu tahvillerin satışından $P_B \cdot \dot{B}$ kadar gelir elde eder. Bununla birlikte hükümet para basarak ya da vergi gelirleriyle de yükümlülüklerini yerine getirebilir. Mal fiyatları bire normalize edildiğinde hükümetin bütçe kısıtı aşağıdaki biçimdedir.

$$G + B = T + \dot{M} + \left(\frac{1}{R} \right) \cdot \dot{B} \quad (1.9)$$

Hükümetin bütçe kısıtını ifade eden (1.9) nolu eşitliğin sol tarafı nominal harcama düzeyini, sağ tarafı ise üç farklı finansman yöntemini göstermektedir. Nominal harcamalar kamu harcamalarından ve hanehalklarına yapılan faiz ödemelerinden oluşmaktadır. Finansman yöntemlerinden ilki vergiyle finansman, ikincisi parayla finansman ve sonuncusu borçla finansmandır.

Hükümet tarafından yapılan faiz ödemeleri hanehalklarının gelirinin bir bölümünü oluşturduğu için (1.2) ve (1.4) nolu eşitlikler yeniden düzenlenmelidir. Vergiler faiz ödemelerini de içeren bütün gelire bağlı olmalıdır. Ayrıca tüketim bütün gelirden vergilerin çıkartılmasıyla elde edilen harcanabilir gelire ve servete bağlı olmalıdır. Bu nedenle (1.2) ve (1.4) nolu eşitlikler aşağıdaki biçimde yeniden yazılabilir.

$$C = C(Y + B - T, A), \quad 0 < C_{Y+B-T} < 1, \quad C_A > 0 \quad (1.10)$$

$$T = T(Y + B), \quad 0 < T_{Y+B} < 1 \quad (1.11)$$

⁴ B/R tahvil stokunun piyasa değerini yansıttığı için 1.7 nolu denklemde $V(R)$ yerine B/R yazılabilir.

Burada C_{Y+B-T} tüketimin harcanılabilir gelire duyarlılığını, C_A tüketimin servete duyarlılığını ve T_{Y+B} marjinal vergi oranını ifade etmektedir.

Modelin tamamı için mal fiyatları sabit kabul edildiğinden, P bire normalize edilmiştir. Bu normalizasyonla birlikte modelin tamamı sadece üç denkleme indirgenebilir.

$$Y = C(Y + B - T(Y + B), \bar{K} + M + \frac{B}{R}) + I(R) + G \quad (1.12)$$

$$M = l(R, Y, \bar{K} + M + \frac{B}{R}) \quad (1.13)$$

$$\dot{M} + \frac{\dot{B}}{R} = G + B - T(Y + B) \quad (1.14)$$

Denklem (1.12) ve (1.13) zamanın her bir anı için geçerli olan statik IS-LM modeli göstermektedir. Bu denklemlerden ilki IS eğrisini, ikincisi ise LM eğrisini temsil etmektedir. IS ve LM eğrilerinin kesiştiği noktada, gelir düzeyi ve faiz oranının kısa dönem denge değerlerine ulaşılır. Bu denge değerleri önceden belirlenmiş ve dışsal değişkenler açısından aşağıdaki biçimde ifade edilebilir (Heijdra, 2010:52).

$$Y = AD(G, B, M) \quad (1.15)$$

$$R = H(G, B, M) \quad (1.16)$$

(1.15) ve (1.16) nolu eşitliklerin kısmi türevleri kamu harcamalarındaki bir artışın ve farklı finansman biçimlerinin denge gelir düzeyi ve faiz oranı üzerindeki etkilerini verir⁵. Her iki denklemde değişkenlerin üzerinde yer alan işaretler kısmi türevlerin işaretleridir. Bu işaretlere göre kamu harcamalarındaki bir artış denge gelir düzeyinin ve faiz oranının kısa dönem denge değerlerini arttırmaktadır. Ancak kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri burada sonlanmamaktadır. Çünkü hükümetin bütçe kısıtı dikkate alındığında, kamu harcamalarındaki artış sonucu oluşan bütçe açığının finanse edilmesi gerekmektedir. Dolayısıyla bütçe açığının finansmanı için seçilen yönteminde denge

⁵ Çıktı ve faiz oranının kısmi türevlerinin işaretleri için Scarth (1996) ve Heijdra (2010)'a bakınız.

gelir düzeyi ve faiz oranı üzerinde etkisi vardır. Blinder ve Solow (1973) bütçe açığının finansmanında iki yöntemi ele almıştır: borçla finansman ve parayla finansman. (1.15) ve (1.16) nolu eşitliklerde B'nin üzerinde yer alan işaretler; kamu harcamalarındaki artış sonucu oluşan bütçe açığının borçlanmayla finansmanının denge gelir düzeyi üzerindeki etkisinin belirsiz olduğunu ve faiz oranı üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu ifade etmektedir⁶. Benzer şekilde M'nin üzerindeki işaretler; ilave kamu harcamasının para basılarak finansmanının denge faiz oranı üzerindeki etkisinin belirsiz olduğunu ve denge gelir düzeyi üzerindeki etkisinin ise pozitif olduğunu ifade etmektedir⁷.

1.1.2.1. Parayla finanse edilen maliye politikası

Blinder ve Solow modeli parayla finansman altında kamu harcamalarındaki bir artışın toplam talebi canlandıracağını ve gelir düzeyini arttıracığını öngörmektedir. Bu finansman biçiminde hükümet kamu harcamalarındaki artış sonucu oluşan bütçe açığının tamamını para basarak finanse edeceği için $\frac{\partial B}{\partial G} = 0$ ve $\dot{B} = 0$ olacaktır. Bu nedenle parayla finansman durumunda hükümetin bütçe kısıtı

$$\dot{M} = G + B - T(Y + B) \quad (1.17)$$

şeklindedir.

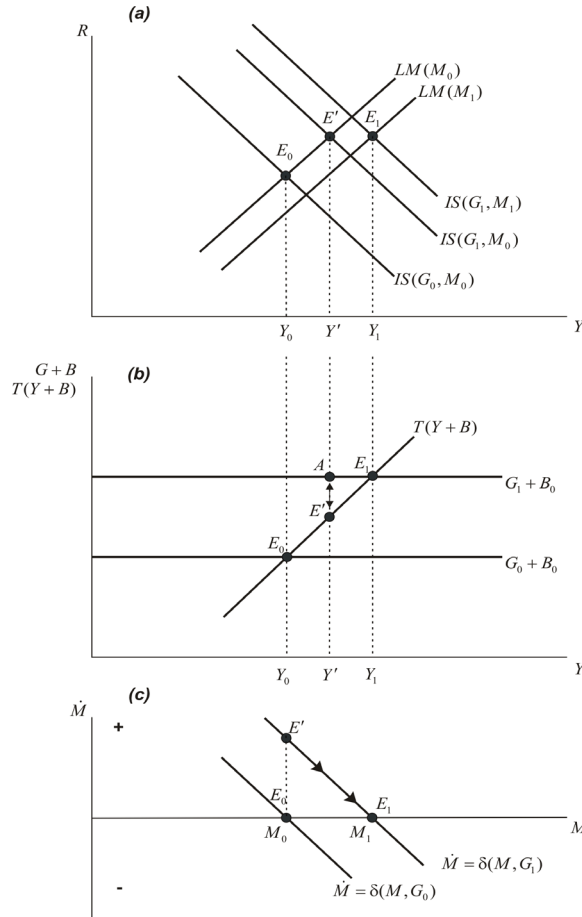
Denklem (1.17) $\dot{M}$ 'yi Y ve G ile ilişkili bir fonksiyon olarak ifade etmektedir. B sabit olduğu için gelir düzeyi G ve $\dot{M}$ ye bağlı olacaktır. Dolayısıyla $\dot{M}$, G ve M arasındaki ilişki şu şekilde ifade edilebilir.

$$\dot{M} = G + B - T(AD(Y, B, G) + B) \equiv \delta(M, G) \quad (1.18)$$

⁶ Buradaki belirsizlik tahvil stokundaki artışın hem IS hem de LM eğrisini yukarı doğru kaydırmasından kaynaklanmaktadır. Her iki doğrudaki kayma aynı ise tahvil stokundaki artış toplam talebi etkilemez ($AD_B=0$). LM eğrisindeki kayma IS eğrisindeki kaymadan daha büyükse, tahvil stokundaki artış toplam talebin azalmasına neden olur ($AD_B<0$). Son olarak IS eğrisindeki kayma LM eğrisindeki kaymadan daha büyükse, tahvil stokundaki artışla birlikte toplam talep artar ($AD_B > 0$).

⁷ Bütçe açığının finansmanı için ekstra para basılmasıyla faiz oranında nasıl bir değişikliğin ortaya çıkacağı; para stokundaki artış sonucu LM eğrisindeki kaymanın büyüklüğüne bağlıdır. Para talebinin gelire ve servete duyarlılığı sıfır olduğunda, para stokundaki artış sonucu gelir ve servetteki artış para talebini etkilemeyeceği için LM eğrisi para stokundaki artış kadar sağa kayar. Bu durumda faiz oranı değişmez ($H_M=0$). Para talebi gelire ve servete duyarlı olduğunda, para stokundaki artışla birlikte para talebi de artacaktır. Para talebindeki artış para stokundaki artıştan daha küçükse, LM eğrisi ilk duruma göre daha az sağa kayar. Bu durumda parayla finansman sonucunda faiz oranı yükselir ($H_M>0$).

(1.18) nolu eşitliğin M 'ye göre kısmi türevi, parayla finansman durumunda modelin istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır⁸. Şekil 1'de parayla finansman altında kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri gösterilmektedir. Bu şeklin (a) panelinde IS-LM model, (b) panelinde hükümetin bütçe kısıtı ve (c) panelinde finansman biçimi yer almaktadır. Başlangıçta ekonomi IS ve LM eğrilerinin kesiştiği E_0 noktasında, Y_0 gelir düzeyinde dengededir. Şekil 1'in (b) paneli bu gelir düzeyinde hükümet bütçesinin denk olduğunu göstermektedir. Bu nedenle şeklin (c) panelinde Y_0 gelir düzeyinde para arzındaki değişim sıfırdır ($\dot{M} = 0$). Dolayısıyla ekonomi E_0 'da istikrarlı bir denge pozisyonundadır.



Şekil 1. Parayla Finansman Altında Maliye Politikasının Etkileri

⁸ $\frac{\partial \dot{M}}{\partial M} = -T_{Y+B} \cdot AD_M < 0$ olduğu için model istikrarlıdır. Bu kısmi türevin işaretinin sıfırdan küçük olması para stokundaki değişimlerin nihai olarak son bulacağı anlamını gelmektedir.

Ekonomi böyle bir durumda iken hükümetin toplam talebi canlandırmak, geliri ve istihdamı arttırmak amacıyla kamu harcamalarını arttırdığını varsayalım. Kamu harcamalarındaki bu artış IS eğrisini sağa kaydıracak ve ekonomi E' noktasında ve Y' gelir düzeyinde dengeye ulaşacaktır. Ancak E' noktası geçici bir dengeyi temsil etmektedir. Çünkü Şekil 1'in (b) panelinde de gösterildiği gibi, kamu harcamalarındaki artış G_0+B_0 doğrusunun yukarı doğru kaymasına neden olurken, vergi gelirleri doğrusunda herhangi bir değişim ortaya çıkmayacaktır. Dolayısıyla Y' gelir düzeyinde kamu harcamaları vergi gelirlerinden büyük olacağından, $E'A$ kadar bütçe açığı oluşacaktır. Hükümetin bu bütçe açığını para basarak finanse ettiği şeklin (c) panelinde gösterilmektedir. Ekonomi Y_0 gelir düzeyinde iken para arzındaki değişim sıfırdır. Ancak Y' gelir düzeyinde bütçe açığı olduğundan, hükümet bu açığı kapatmak için ekstra para basmıştır. Bu nedenle Y' 'da para stokundaki değişim pozitifdir ($\dot{M} > 0$).

Bütçe açığının finansmanı için para basılması hanehalklarının servetini artırır. Servetteki bu artışa bağlı olarak bir yandan tüketim diğer yandan para talebi artar. Servet etkisinin bir sonucu olarak ortaya çıkan her iki değişim IS ve LM eğrilerini etkiler. Tüketime artmasıyla IS eğrisi sağa kayar. Ancak LM eğrisinin hangi yöne kayacağı para stokundaki artışın mı yoksa para talebindeki artışın mı daha büyük olduğuna bağlıdır. Burada para stokundaki artışın daha büyük olacağı ifade edilebilir. Çünkü reel para arzı nominal para arzı ile aynı oranda artarken, para talebindeki artış, nominal para stokundaki artışın yanında birden küçük olan para talebinin servete duyarlılığına bağlıdır (Yıldırım vd, 2010:282). Dolayısıyla LM eğrisi de sağa kayacaktır. Ancak bu kayma servet etkisinin olmadığı duruma göre daha az olacaktır. Sonuçta nihai denge E_1 noktasında ve Y_1 gelir düzeyinde sağlanır. Bu gelir düzeyi bütçe açığını kapatmaya yetecek kadar vergi geliri yaratmaktadır. Dolayısıyla Y_1 gelir düzeyinde hem mal ve para piyasası dengededir hem de bütçe denktir. Bu nedenle Y_1 gelir düzeyinde para stokundaki değişim sıfırdır.

1.1.2.2. Borçla finanse edilen maliye politikası

Borçla finansman durumunda hükümet kamu harcamalarındaki bir artış sonucu oluşan bütçe açığının tamamını tahvil ihraç ederek finanse etmektedir. Bu nedenle kamu

harcamalarındaki bir artış para stokunu etkilemez ($\frac{\partial M}{\partial G} = 0$) ve para stoku sabittir ($\dot{M} = 0$). Dolayısıyla borçla finansman altında hükümetin bütçe kısıtı

$$\frac{\dot{B}}{R} = G + B - T(Y + B) \quad (1.19)$$

biçimindedir.

Kamu harcamalarındaki bir artışın borçla finanse edilmesiyle denge gelir düzeyi ve faiz oranı G ve B 'ye bağlı olacaktır. Bu durumda $\dot{B}$, B ve G arasındaki ilişki

$$\begin{aligned} \dot{B} &= R.[G + B - T(Y + B)] \\ \dot{B} &= H(G, B, M).[G + B - T(AD(G, B, M) + B)] \\ \dot{B} &\equiv \psi(B, G) \end{aligned} \quad (1.20)$$

şeklindedir.

Borçla finansman durumunda modelin istikrarlı olup olmadığının belirlenmesi için (1.20) nolu denklemin B 'ye göre kısmi türevinin işareti incelenmelidir. Bu bağlamda (1.20) nolu eşitliğin B 'ye göre kısmi türevi alındığında

$$\psi_B = \frac{\partial \dot{B}}{\partial B} = R[1 - T_{Y+B}(1 + AD_B)] \begin{matrix} \leq \\ > \end{matrix} 0 \quad (1.21)$$

ifadesi elde edilir.

Burada ψ_B 'nin işareti belirsiz olduğu için borçla finansman altında modelin istikrarlı olup olmadığı açık değildir. Bu finansman biçiminde üç olası durum söz konusudur (Blinder ve Solow, 1973:330):

(i) $AD_B < 0$ ise maliye politikasının toplam talep üzerinde daraltıcı etkisi vardır.

Bu durumda $\psi_B > 0$ olacağı için model istikrarsızdır.

(ii) $\frac{1 - T_{Y+B}}{T_{Y+B}} > AD_B > 0$ ise maliye politikası toplam talebi canlandırır. Ancak

gelir düzeyindeki artış bütçe açığını kapatmaya yetecek kadar büyük değildir.

Bu durumda $\psi_B < 0$ olmasına rağmen model istikrarsızdır.

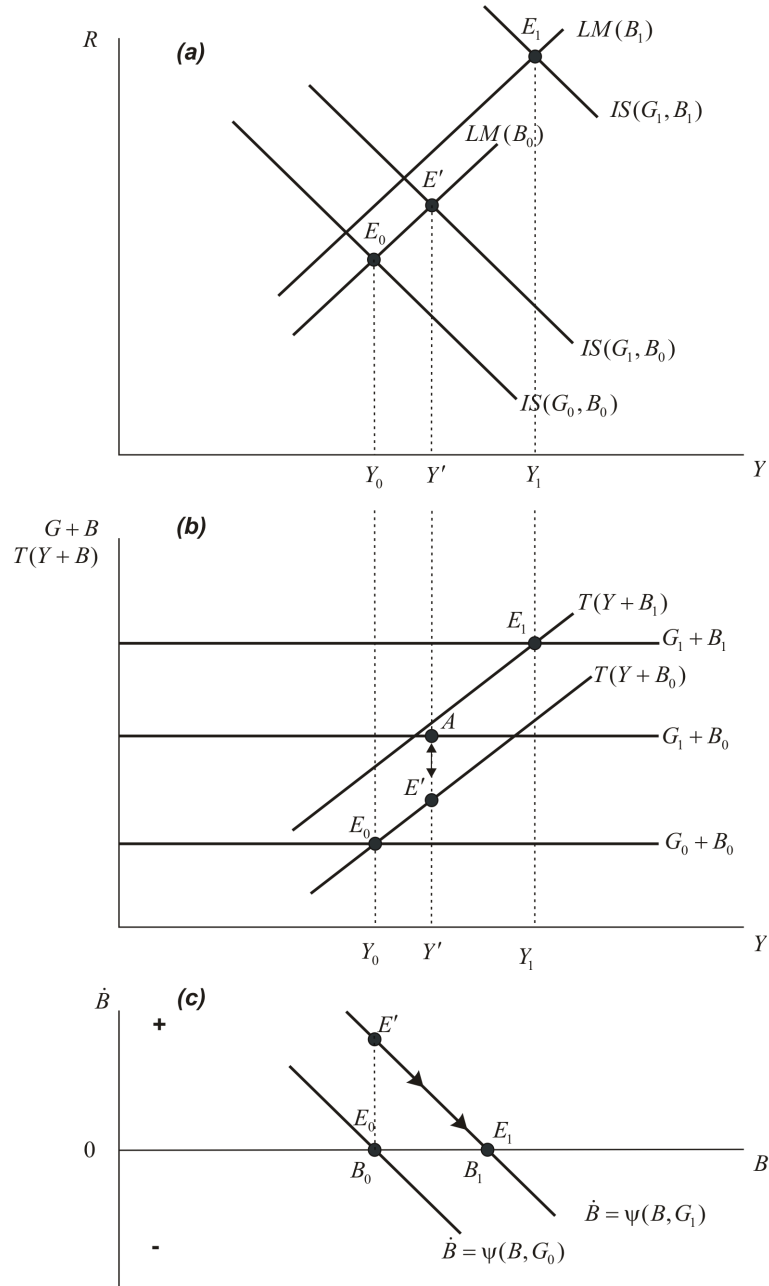
$$(iii) AD_B > \frac{1-T_{Y+B}}{T_{Y+B}} > 0 \text{ ise maliye politikasının toplam talep üzerindeki etkisi}$$

pozitifdir ve gelirdeki artış bütçe açığının kapanmasına yetecek kadardır. Bu durumda $\psi_B < 0$ dir ve model istikrarlıdır.

Şekil 2’de borçla finansman altında kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri gösterilmektedir. Şekil 2’nin (a) panelinde IS-LM model , (b) panelinde hükümetin bütçe kısıtı ve (c) panelinde seçilen finansman biçimi yer almaktadır. Ekonomi başlangıçta E_0 noktasında ve Y_0 gelir düzeyinde dengededir. Bu gelir düzeyinde bütçe denktir, bu nedenle tahvil stokundaki değişim sıfırdır ($\dot{B} = 0$) . Bu koşullar altında hükümetin kamu harcamalarını arttırarak geliri ve istihdam düzeyini arttırmayı amaçladığını varsayalım. Kamu harcamalarındaki bir artış Şekil 2’nin (a) panelinde IS eğrisini sağa kaydırırken, (b) panelinde $G_0 + B_0$ doğrusunu yukarı doğru kaydırır. Yeni denge E' noktasında ve Y' gelir düzeyinde sağlanır. Ancak E' noktası geçici bir dengeyi temsil etmektedir. Çünkü Şekil 2’nin (b) paneli; E' noktasında $E'A$ ya eşit bir bütçe açığının olduğunu ortaya koymaktadır. Hükümetin bütçe kısıtının sağlanması için bu açığın kapatılması gerekmektedir. Şekil 2’nin (c) paneli bu açığın tamamının borçla finanse edildiğini göstermektedir. E' noktasındaki bütçe açığının kapatılması amacıyla hükümet tarafından tahvil ihraç edildiği için bu noktada tahvil stokundaki değişim pozitifdir ($\dot{B} > 0$) .

Bütçe açığını kapatmak için hükümetin ekstra tahvil ihraç etmesi hem hükümetin bütçe kısıtını hem de mal ve para piyasalarını etkiler. Tahvil stokundaki artışa bağlı olarak $G_1 + B_0$ doğrusu yukarı doğru, $T(Y+B_0)$ doğrusu da sola doğru kayar. Her iki doğrudaki kaymanın nedeni borç stokunun faiz ödemeleridir. Ekstra tahvil ihracı servet etkisi yoluyla mal ve para piyasalarını da etkiler. Tahvil stokundaki artış bireylerin servetlerini arttırır. Servetin artmasıyla bir yandan tüketim diğer yandan para talebi artar. Tüketime artmasıyla IS eğrisi sağa doğru kayarken, para talebindeki artış LM eğrisini sola doğru kaydırır. Başka bir ifadeyle tahvil stokundaki artış nedeniyle oluşan servet etkisi IS eğrisini sağa ve LM eğrisini sola kaydırır. Bu analizde borçla finansman altında modelin istikrarlı olduğu varsayıldığı için servetteki artış IS eğrisini LM eğrisinden daha fazla kaydırmıştır. Sonuçta servet etkisine bağlı olarak IS ve LM eğrilerinin kaymasıyla, yeni denge E_1 noktasında ve Y_1 gelir düzeyinde sağlanır. Bu

gelir düzeyi bütçe açığını kapatmaya yetecek kadar vergi geliri yarattığı için bütçe açığı kapanmıştır. Dolayısıyla hükümet bütçesi denktir ve tahvil stokundaki değişim sıfırdır.



Şekil 2. Borçla Finansman Altında Maliye Politikasının Etkileri

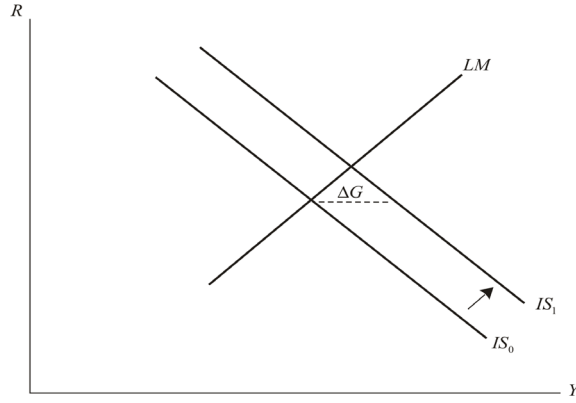
Özetle, borçla finansman altında kamu harcamalarındaki bir artış toplam talebi canlandırır, denge gelir düzeyini ve faiz oranını arttırır. Bu etkiler parayla finansman durumundaki etkilerle karşılaştırıldığında, borçla finansman durumunda denge gelir düzeyindeki artışın daha büyük olduğu açıktır. Bu farklılığın nedeni oldukça basittir.

Parayla finansman durumunda oluřan bütçe açığı sadece kamu harcamalarındaki artıştan kaynaklanmaktadır. Buna karşın borçla finansman durumunda kamu harcamalarındaki artışın yanında borç stokunun faiz ödemeleri de vardır. Ayrıca borçla finansmanın faiz oranını arttırıcı etkisi dikkate alındığında, borç stokunun faiz ödemelerinin boyutu da büyük olacaktır. Bütün bu nedenlerden dolayı borçla finansman altında daha büyük bir bütçe açığı söz konusudur. Borç stokunun faiz ödemeleri tekrardan borçlanarak kapatılamayacağı için bu bütçe açığı ancak yüksek vergi gelirleriyle kapatılabilir. Dolayısıyla yüksek vergi gelirlerine ulaşılmasını sağlayacak daha yüksek bir durağan durum gelir düzeyiyle bütçe açığı kapatılabilir (Hiller, 1991:133).

1.1.2.3. Vergiyle finanse edilen maliye politikası

Buraya kadar parayla ve borçla finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri açıklanmıştır. Ancak kamu harcamalarındaki bir artış aynı miktarda bir vergi artışıyla da finanse edilebilir. Şekil 3’de vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri en basit haliyle gösterilmektedir. Hükümetin toplam talebi canlandırmak amacıyla kamu harcamalarını arttırdığını ve bu harcama artışını aynı miktarda vergi artışıyla finanse etmeyi amaçladığını varsayalım. Bu durumda bütçe daima denk olur. Dolayısıyla borç stokunda ve para stokunda deęişim yoktur.

Vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın toplam talep ve gelir düzeyi üzerinde iki tür etkisi vardır. Bu etkilerden ilki kamu harcamalarındaki artıştan kaynaklanan genişletici etkidir. İkincisi ise yüksek vergilerin daraltıcı etkisidir. Burada yüksek vergilerin daraltıcı etkisi kamu harcamalarındaki artışın genişletici etkisini yok etmemektedir. Bunun temel nedeni yüksek vergilerin daraltıcı etkisinin tüketim üzerinden çalışmasıdır. Marjinal tüketim eğilimi genellikle birden biraz küçük olduğu için daraltıcı etki marjinal tüketim eğilimi tarafından kısıtlanmaktadır (Turnovsky, 1977:26).



Şekil 3. Vergiyle Finansman Altında Maliye Politikasının Etkileri

Sonuçta eşit miktarda vergi artışıyla finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artış IS eğrisini kamu harcamalarındaki artış kadar (ΔG) sağa kaydırır. Bu durumda denge gelir düzeyindeki artış kamu harcamalarındaki artış miktarına eşittir⁹. Dolayısıyla denk bütçe çarpanının değeri bire eşittir. Bu sonuç politika yapıcıların denk bütçe harcama artışı politikası (Balanced Budget Spending Increase Policy) uygulayarak toplam talebi canlandırıp, gelir ve istihdam düzeyini arttırabileceğini ortaya koymaktadır (Carlin ve Soskice, 2006:179).

1.1.3. Dinamik IS-LM modelde maliye politikası

Blanchard (1981) tarafından geliştirilen dinamik IS-LM model, maliye politikasının makroekonomik etkilerinin belirlenmesinde beklentilerin rolünü ön plana çıkarmaktadır. Aslında bu model standart IS-LM modelin genişletilmiş biçimidir. Blanchard (1981) standart modelin çıktının toplam talep tarafından belirlendiği ve fiyatların yavaş ayarlandığı varsayımlarına bağlı kalarak, faiz oranlarının vade yapısını ve hisse senedi piyasasını modele dahil etmiştir. Her iki yenilik modelin dinamiklerinin değişmesine neden olmuştur. Nitekim çıktı ve toplam talep artık faiz oranına bağlı değildir. Çıktı ve toplam talebin değişmesine yol açan temel faktör varlık değerleridir. Bununla birlikte varlık değerleri de cari çıktı düzeyi ve beklenen çıktı düzeyine bağlıdır. Dolayısıyla dinamik IS-LM model beklentileri de içermektedir. Modelde bireylerin ileri görüşlü beklentilere sahip oldukları ve bu beklentilerin rasyonel olduğu varsayılmaktadır. Dinamik IS-LM modelin denklemleri aşağıda verilmektedir.

⁹ Gelirdeki artışın para talebi ve faiz oranı üzerindeki etkisinin analize dahil edilmesi denk bütçe çarpanının değerini birin altına düşmesine neden olur. Benzer şekilde yatırımın faiz esnekliğinin sıfırdan farklı olması da denk bütçe çarpanının değerini küçültür.

$$Y^D = aq + (1-b)Y + G, \quad a > 0, \quad 0 < b < 1 \quad (1.22)$$

$$\dot{Y} = \sigma [Y^D - Y], \quad \sigma > 0 \quad (1.23)$$

$$\frac{\dot{M}}{p} = kY - lR_s, \quad k > 0, \quad l > 0 \quad (1.24)$$

$$R_s^* = i - p^* \quad (1.25)$$

$$R_s^* = R_L - \frac{\dot{R}_L^*}{R_L} \quad (1.26)$$

$$\frac{\dot{q}^* + \pi}{q} = R_s^* \quad (1.27)$$

$$\pi = -\alpha_0 + \alpha_1 Y, \quad \alpha_0 > 0, \quad \alpha_1 > 0 \quad (1.28)$$

Burada Y^D mal ve hizmetlere yapılan reel harcamaları, q Tobin'in ortalama q sunu, Y reel üretim düzeyini, G maliye politikasının bir indeksini, R_s kısa vadeli tahvillerin faiz oranını, i faiz oranını, R_L uzun vadeli devlet tahvillerinin faiz oranını, π reel karı, M nominal para arzını, p fiyat düzeyini temsil etmektedir. Ayrıca bazı değişkenlerin üzerinde yer alan $*$ işareti beklentiye göstermektedir.

Dinamik IS eğrisi (1.22) ve (1.24) nolu eşitliklerle verilmektedir. Eşitlik (1.22)'ye göre reel harcamalar üç faktöre bağlıdır. Bu faktörlerden ilki hisse senedi piyasasındaki hisselerin değeridir. Bu hisseler bireylerin servetlerinin bir kısmını oluşturur. Dolayısıyla bunlar tüketim yoluyla reel harcamaları etkiler. Bununla birlikte varlık değerleri yatırımlar yoluyla da reel harcamaları etkileyebilir. İkincisi cari gelir düzeyidir. Tüketiciler ya da firmalar likidite kısıtlarıyla karşı karşıya olduklarından, cari gelir servetten bağımsız olarak reel harcamaları etkileyebilir. Sonuncusu hem kamu harcamaları hem de vergiler yoluyla reel harcamaları etkileyebilen maliye politikasıdır (Blanchard, 1981:132). Burada maliye politikası bir indeksle özetlenmektedir.

Denklem (1.23) çıktının dinamik davranışını göstermektedir. Bu denkleme göre reel harcamalar üretimi aşarsa, yatırımcılar stoklarını azaltır ve çıktı aşamalı olarak artar.

Para talebi (1.24) nolu eşitlikle verilmektedir. Reel para talebi kısa vadeli faiz oranıyla¹⁰ negatif ve çıktıyla pozitif ilişkilidir. Denklem (1.25) planlanan kısa vadeli reel faiz oranını tanımlamaktadır. Modelde fiyatlar sabit olduğu için beklenen enflasyon gerçekleşen enflasyona eşittir. Bu yüzden eşitlik (1.25) $R_s = i$ biçimine dönüşür.

Kısa vadeli tahviller ve uzun vadeli devlet tahvilleri arasındaki arbitraj (1.26) nolu denklemde verilmektedir. Bu finansal araçların tam ikame olduğu varsayıldığından, her iki finansal araçtan elde edilen getiri birbirine eşit olmalıdır. Kısa vadeli tahvillerde sermaye kaybı ya da kazancı söz konusu olmadığı için getiri oranı faiz oranına (R_s) eşittir. Buna karşın uzun vadeli devlet tahvilleri için sermaye kaybı ya da kazancı olabilir. Bu tahvillerin fiyatı ve faiz oranı arasında ters yönlü ilişki vardır ($P_B = \frac{1}{R_L}$). Bir devlet tahvilinin getiri oranı; tahvil fiyatı bakımından ifade edilen beklenen sermaye kazancı ($\dot{P}_B$) ve kupon ödemelerinin toplamına eşittir.

$$\text{Devlet Tahvilinin Getirisi} = \frac{1 + \dot{P}_B}{P_B} = \frac{1 - \left(\frac{1}{R_L^2} \right) \dot{R}_L^*}{\frac{1}{R_L}} = R_L - \frac{\dot{R}_L^*}{R_L} \quad (1.29)$$

Kısa vadeli tahviller ve uzun vadeli devlet tahvilleri tam ikame olduğundan eşitlik (1.29)'da verilen devlet tahvilinin getiri oranı faiz oranına eşit olmak zorundadır.

$$R_s^* = R_L - \frac{\dot{R}_L^*}{R_L} \quad (1.30)$$

Eşitlik (1.30) getiri eğrisi olarak da bilinen faiz oranlarının vade yapısını temsil etmektedir. Faiz oranlarının vade yapısının teorisi iki açıklayıcı faktör üzerine odaklanmaktadır. Bu faktörlerden ilki belirsizliktir. Belirsizlik faktörü getiri eğrisinin pozitif eğimli olacağını ima etmektedir. Bunun temel nedeni genellikle uzun vadeli tahvillerle ilişkilendirilen büyük belirsizliğin, bu tahviller üzerinde bir risk primi yaratmasıdır. Dinamik IS-LM model belirsizliği içermediği için bu faktör dinamik IS-

¹⁰ Bu faiz oranı oldukça küçük bir vadeye sahip olan tahvillerin faiz oranıdır. Bu yüzden bu tahvillerin elde tutulması sonucu elde edilen eş anlı getiri oranı faiz oranına eşittir. Bu tür tahvillerin vadesinin dolmasına çok az bir süre kaldığı için sermaye kaybı ya da kazancı söz konusu değildir.

LM model için hiçbir şey ifade etmemektedir. Faiz oranlarının vade yapısı teorisinin odaklandığı ikinci faktör beklentilerdir. Beklentiler, dinamik IS-LM modelde çıktı ve varlık fiyatları arasındaki etkileşimi oluşturmaktadır. Bu etkileşim gerçekte vade yapısının beklentiler teorisine dayanmaktadır. Belirsizliğin dikkate alınmadığı bu teoriye göre kısa vadeli faiz oranlarının gelecekte yükseleceği bekleniyorsa, cari uzun vadeli faiz oranı cari kısa vadeli faiz oranından daha büyük olacaktır. Çünkü uzun vadeli faiz oranı gelecekte gerçekleşmesi beklenen kısa vadeli faiz oranlarını içermektedir. Kısa vadeli faiz oranlarının gelecekte düşeceği bekleniyorsa, cari uzun vadeli faiz oranı cari kısa vadeli faiz oranından küçük olacaktır (Gorth, 2010:666).

Hisse senetleri ve diğer parasal olmayan varlıklar arasındaki arbitraj denklem (1.27)'de gösterilmektedir. Bu denklemin sağ tarafı hisse senetlerinin getiri oranını göstermektedir. Burada q hisse senetlerinin değerini temsil ettiği için hisse senetlerinin getiri oranı; dönemsel temettü ödemesi (π) ve hisse senedi fiyatı açısından ifade edilen hisse senedinin beklenen sermaye kazancının ($\dot{q}^*$) toplamına eşittir. Hisse senetleri ve diğer parasal olmayan varlıklar tam ikame olduğu için bu varlıkların getiri oranları birbirine eşit olmalıdır. Bu nedenle (1.27) nolu denklemde hisse senedinin getiri oranı kısa vadeli faiz oranına eşittir.

Modelin son denklemi (1.28) reel karı çıktının artan bir fonksiyonu olarak tanımlamaktadır. Buna göre çıktı yüksekse marjinal ürün ve karda yüksektir. Çıktı düşük ise firma sabit maliyetleri karşılayamayabilir, bu nedenle kar negatif olabilir.

Modelin durağan durum çözümüne geçmeden önce belirtilmesi gereken iki önemli nokta vardır. Bunlardan ilki, modelde belirsizlik olmadığı için rasyonel beklentiler varsayımı aynı zamanda mükemmel öngörü anlamına gelmektedir. Dolayısıyla mükemmel öngörü $\dot{q}^* = \dot{q}$ ve $\dot{R}^* = \dot{R}$ olacağını ortaya koymaktadır. İkincisi, modelin tamamı için fiyatlar sabit kabul edildiğinden, fiyatlar bire normalize edilmiştir. Mal fiyatlarının sabit olduğu ve mükemmel öngörü varsayımlarıyla model iki denkleme indirgenebilir.

$$\dot{Y} = \sigma[aq - bY + G] \quad (1.31)$$

$$\dot{q} = \frac{kY - M}{l} q - \alpha_1 Y + \alpha_0 \quad (1.32)$$

(1.31) ve (1.32) nolu eşitlikler adi diferansiyel denklemler olduğundan, model doğrusal olmayan adi diferansiyel denklem sistemiyle ifade edilmektedir. Bu nedenle modelin dinamiklerinin ortaya konulabilmesi; ancak bu denklem sisteminin çözümüyle mümkündür ¹¹ . Denklem sisteminin çözümünde grafiksel çözüm tekniği benimsendiğinden, modelin dinamik özellikleri Şekil 4'deki faz diyagramlarıyla incelenebilir. Şekilde (1.31) nolu denklem bir doğru ile temsil edilirken, (1.32) nolu denklem bir eğri ile gösterilmektedir. Öncelikle $\dot{Y} = 0$ doğrusu doğrusaldır ve pozitif eğimlidir. Kamu harcamalarındaki bir artış ya da vergi indirimi $\dot{Y} = 0$ doğrusunu sağa ve aşağı doğru kaydırır. Dolayısıyla $\dot{Y} = 0$ doğrusunun eğimi ve maliye politikasındaki değişmelerin bu doğru üzerindeki etkisi

$$\left(\frac{\partial q}{\partial Y} \right)_{\dot{Y}=0} = \frac{b}{a} > 0, \quad \left(\frac{\partial q}{\partial G} \right)_{\dot{Y}=0} = -\frac{1}{a} < 0 \quad (1.33)$$

biçimindedir.

Denklem (1.32) $\dot{q} = 0$ ın

$$q = \frac{\pi}{R_s} = \frac{\alpha_1 y_1 - \alpha_0}{(kY - M)/l} \quad (1.34)$$

şeklinde olduğunu göstermektedir.

Durağan durum q değeri reel karın kısa vadeli reel faiz düzeyine oranıdır. Hem reel kar hem de kısa vadeli reel faiz oranı çıktının artan bir fonksiyonu olduğundan, çıktının durağan durum q değeri üzerindeki etkisi, $\dot{q} = 0$ eğrisinin eğimi, belirsizdir. Şöyle ki

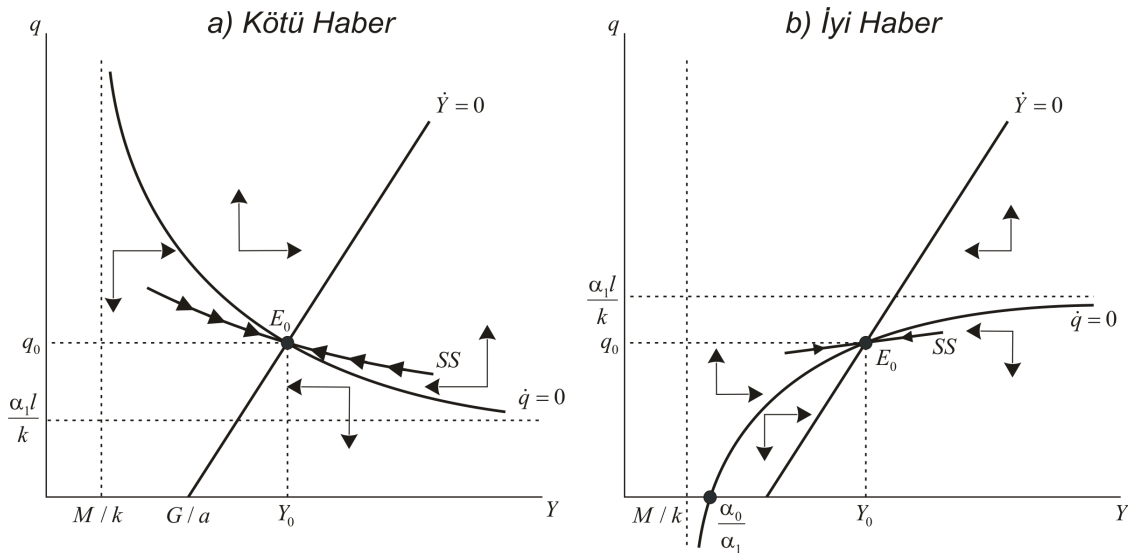
¹¹ Adi diferansiyel denklem sistemi grafiksel, analitik ve sayısal olarak çözülebilir. Grafiksel çözümde faz diyagramları olarak adlandırılan grafiksel bir araçtan yararlanılarak sistem çözülür. Hem doğrusal hem de doğrusal olmayan sistemler faz diyagramları kullanılarak çözülebilir. Ancak 2x2 boyutundan büyük sistemlerin grafiksel olarak çözülmesi mümkün değildir. Dolayısıyla grafiksel çözüm tekniği yalnızca 2x2 boyutundaki sistemler için kullanılabilir. Analitik çözümde sistem analitik olarak çözülür. Bu çözüm tekniği büyük boyutlu sistemlerde de kullanılabilir. Fakat sadece doğrusal denklem sistemleri analitik olarak çözülebilir. Bu nedenle doğrusal olmayan denklem sistemlerinin analitik olarak çözülebilmesi için öncelikle bu denklem sistemlerinin doğrusallaştırılması gerekmektedir. Son olarak sayısal çözümde ise sistem sayısal olarak çözülür. Doğrusal olmayan bir sistemi sayısal olarak çözmek için zaman yok etme tekniği kullanılabilir.

çıktının artması hem reel karın hem de kısa vadeli reel faiz oranının artmasına neden olur. Kar etkisi durağan durum q değerini yükseltirken, faiz etkisi bu değeri azaltır. Dolayısıyla $\dot{q}=0$ eğrisinin eğimi hangi etkinin daha baskın olduğuna bağlı olarak pozitif ya da negatif olabilir (Heijdra, 2010:107). Eşitlik (1.34)'ün Y 'ye göre kısmi türevi alındığında, $\dot{q}=0$ eğrisinin eğimi

$$\begin{aligned} \left(\frac{\partial q}{\partial Y} \right)_{\dot{Y}=0} &= \frac{\alpha_1}{R_s} - \frac{\alpha_1 Y - \alpha_0}{R_s} \cdot \frac{k}{l R_s} \\ &= \frac{1}{R_s} \left[\underbrace{\alpha_1}_{\text{Kar Etkisi}} - \underbrace{qk/l}_{\text{Faiz Etkisi}} \right] \begin{matrix} > 0 \\ < 0 \end{matrix} \end{aligned} \quad (1.35)$$

şeklinde elde edilir.

Eşitlik (1.35)'te parantez içerisindeki ilk terim kar etkisini, ikinci terim ise faiz etkisini göstermektedir. Faiz etkisi daha baskın olduğunda çıktıdaki artış durağan durum q değerinin azalmasına neden olur. Buna karşın kar etkisi daha baskınsa, çıktının artmasıyla durağan durum q değeri de artar. Blanchard (1981) ilk durumu kötü haber, ikinci durumu ise iyi haber olarak tanımlamaktadır. Dolayısıyla kötü haber durumunda $\dot{q}=0$ eğrisi negatif eğimli, iyi haber durumunda pozitif eğimlidir.



Şekil 4. Dinamik IS-LM Model

Şekil 4'te hem kötü haber hem de iyi haber durumları için modelin dinamikleri gösterilmektedir. Şekilden de görülebileceği gibi, her iki durumda da M/k 'yı aşan çıktı

değerleri fizibildir. Şeklin a ve b panellerinin her birinde $\dot{Y} = 0$ ve $\dot{q} = 0$ grafiği dört bölgeye ayırmaktadır. Bölgelerin her birinde Y ve q 'nun dinamiği farklıdır. Bu bölgelerde değişkenlerin hangi yönle doğru hareket edeceği oklar tarafından belirlenir. Örneğin ekonomi başlangıçta $\dot{Y} = 0$ doğrusunun solunda ve $\dot{q} = 0$ eğrisinin altında ise, Y ve q sağa ve aşağı okların gösterdiği yönde hareket eder. Oklar modelin her iki durumunda da eyer patikası istikrarlı olduğunu göstermektedir. Ancak eyer patikasının eğimi her iki durumda farklıdır. Kötü haber durumunda eyer patikası negatif eğimli iken, iyi haber durumunda pozitif eğimlidir.

1.1.3.1. Beklenmeyen maliye politikası

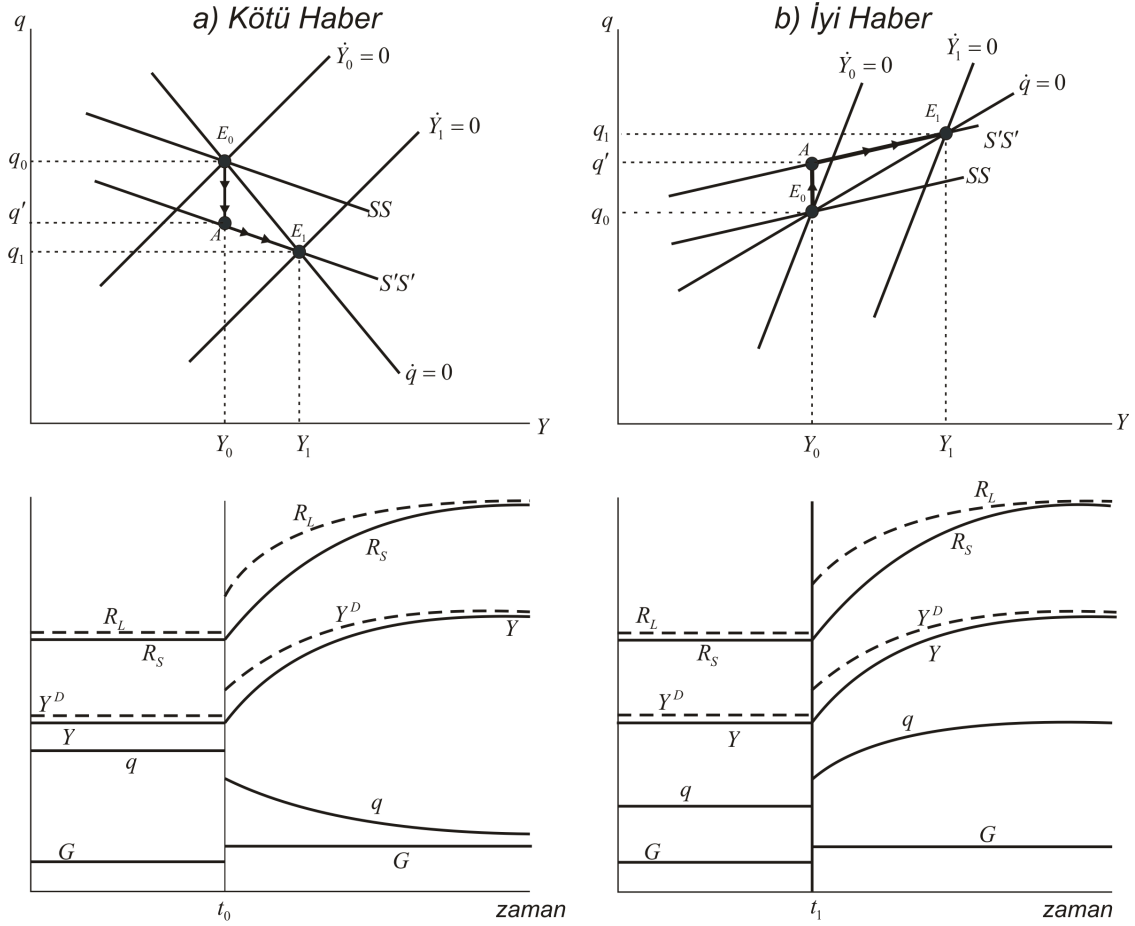
Maliye politikası endeksindeki beklenmeyen bir atışın etkileri; politikadaki bu değişimin borsa için iyi bir haber mi yoksa kötü bir haber mi olduğuna bağlı olarak farklılık gösterir¹². Şekil 5'te beklenmeyen bir mali genişlemenin etkileri hem iyi haber hem de kötü haber durumları için gösterilmiştir. Şeklin üst panelinde dinamik IS-LM model, alt panelinde ise beklenmeyen bir mali genişlemeye değişkenlerin tepkileri yer almaktadır. Başlangıçta ekonomi her iki durum içinde E_0 noktasında dengededir. Beklenmeyen bir mali genişleme $\dot{Y} = 0$ doğrusunu sağa ve aşağı doğru kaydırır. Ekonomi başlangıçta A noktasındaki eyer yoluna sıçrar ve zamanla $S'S'$ eyer yolu boyunca hareket ederek E_1 noktasına yakınsar. Kötü haber durumunda çıktı, faiz ve karlar artarken, borsanın değeri düşer (Shone, 2003:462).

Ekonominin geçişsel dönemdeki dinamiği alt panelde gösterilmektedir. Mali genişlemenin ilanı ve uygulaması aynı anda, t_0 anında, olduğu için t_0 'da G daha büyük bir değere sıçrar. Bu mali genişleme borsa için kötü bir haber olduğundan, t_0 'da borsa da bir düzeltme vardır: q q_0 dan q' 'a sıçrar. Bu sıçramandan sonra borsa yeni durağan durum değerine ulaşıncaya kadar düşer.

Faiz oranlarının hareketi bireylerin beklentileri tarafından belirlenir. Bireyler mali genişleme sonucunda çıktının gelecekte artacağını ve dolayısıyla da işlem amaçlı para talebindeki artışın bir sonucu olarak kısa vadeli faiz oranlarının da yükseleceğini

¹² Maliye politikası endeksindeki değişimler kamu harcamalarındaki ya da vergilerdeki değişimlerden kaynaklanır. Örneğin kamu harcamalarındaki beklenmeyen bir artış sonucunda maliye politikası endeksinde beklenmeyen bir artış ortaya çıkabilir.

beklemektedir. Bu beklentiye bağlı olarak t_0 'da uzun vadeli faiz oranı daha yüksek bir düzeye sıçrar. Ancak henüz çıktıda bir değişim olmadığı için kısa vadeli faiz oranı aynı düzeyinde kalır. Mali genişlemenin uygulamaya konulduğu tarihten sonra, t_0 dan sonra, çıktının artmasıyla birlikte hem kısa vadeli hem de uzun vadeli faiz oranları yükselmeye başlar (Blanchard ve Fisher, 1989:353). Faiz oranları ve çıktıdaki artış E_1 'de son bulur.



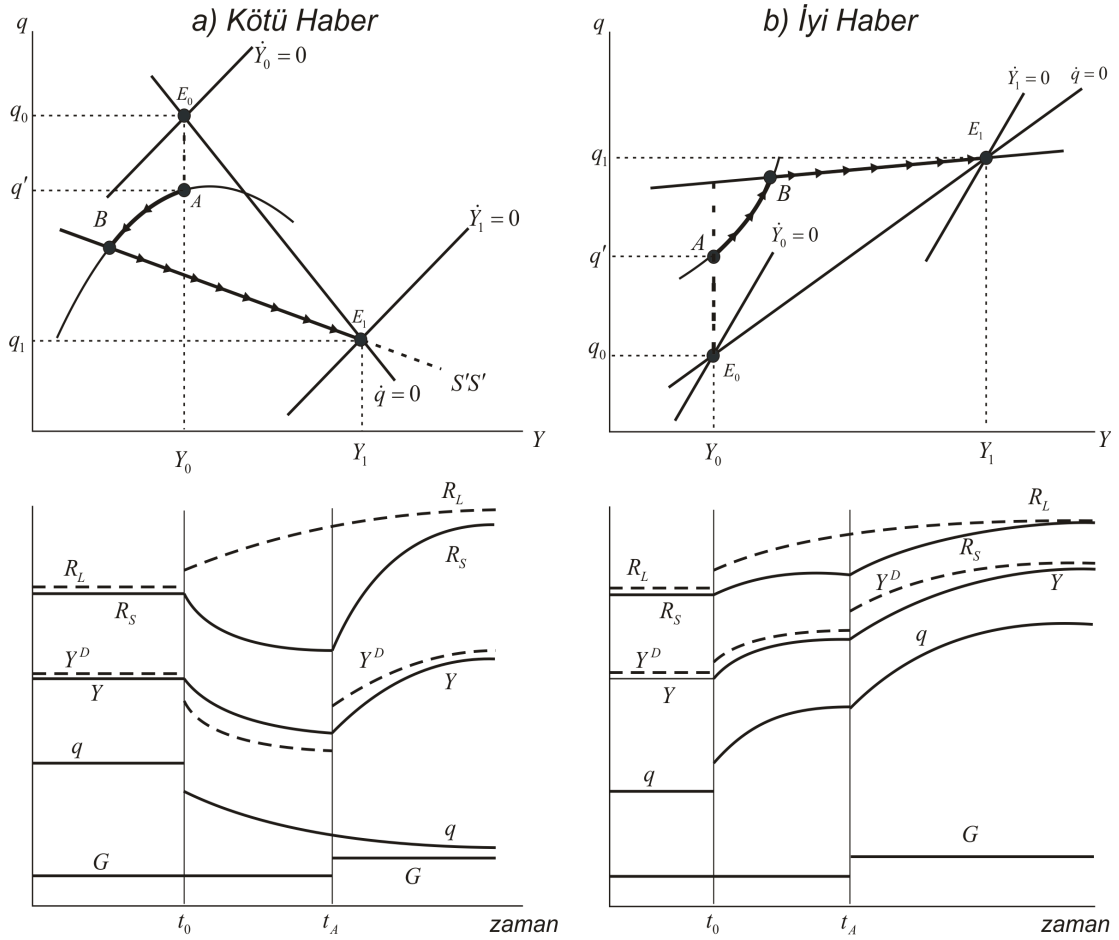
Şekil 5. Beklenmeyen Maliye Politikasının Etkileri

Faiz oranları ve çıktıdaki hareket iyi haber durumunda da aynıdır. İyi haber durumunda bir tek farklılık vardır. O da mali genişlemeyle birlikte borsanın daha yüksek bir değere sıçraması ve yeni durağan durum değerine ulaşmaya kadar artmasıdır.

1.1.3.2. Beklenen maliye politikası

Dinamik IS-LM model, beklenen genişletici maliye politikasının, politikanın ilanı ve uygulanması arasındaki sürede, çıktının azalmasına neden olacağını öngörmektedir. Böyle bir politikanın bütün etkileri Şekil 6’da gösterilmektedir. Politika yapıcıların t_0 zamanında gelecekte bir mali genişlemeye gideceklerini ilan ettiklerini ve bu mali genişlemenin uygulanacağı tarihin t_A olduğunu varsayalım. Şekilden de görülebileceği üzere iyi ve kötü haber durumlarında oldukça farklı sonuçlar ortaya çıkmaktadır. Kötü haber durumunda politika değişiminin ilan edildiği tarihte, t_0 ’da, borsa da bir düzeltme vardır: q q_0 dan q' ’a sıçrar. Bu hareket tam olarak politika ilanının borsa üzerindeki etkisini yansıtır. Borsadaki bu hareketin nedeni çıktının ve kısa vadeli faiz oranlarının gelecekte artacağı beklentisidir. Burada kısa vadeli faiz oranındaki artış beklentisi kardaki artış beklentisinden daha büyüktür. Başka bir ifadeyle gelecekte kısa vadeli faiz oranlarının oldukça yüksek olacağı beklenmektedir. Daha yüksek bir faiz oranı yüksek bir indirgeme oranını ifade edeceğinden, kar gelirlerinin bu günkü değeri azalır, bu nedenle borsa yeni durağan durum değerine ulaşınca kadar düşer (Schart, 1996:130).

Politika değişiminin ilan edildiği tarihte beklentilerin bir sonucu olarak uzun vadeli faiz oranları daha yüksek bir değere sıçrar. Uzun vadeli faiz oranlarındaki bu hareketin nedeni; kısa vadeli faiz oranlarının gelecekte yükseleceği beklentisidir. Bu nedenle t_0 anından itibaren uzun vadeli faiz oranları yükselmeye başlar. Politikanın ilanı ve uygulanması arasındaki sürede, t_0 - t_A aralığında, mali genişleme henüz uygulamaya konulmadığından, toplam talebi arttırıcı bir baskı yoktur. Buna karşın aynı dönemde borsanın düşmesi ve uzun vadeli faiz oranlarının yükselmesi yatırımların ve dolayısıyla toplam talebin azalmasına yol açar (Blanchard ve Fisher,1989:536). Bu nedenle t_0 ve t_A arasındaki dönemde; toplam talep, çıktı, karlar ve kısa vadeli faiz oranları azalır, uzun vadeli faiz oranları yükselir. Mali genişleme t_A anında uygulamaya konulduğunda, ekonomi B noktasındadır. Mali genişlemeyle birlikte $\dot{Y}_0 = 0$ doğrusu sağa kayar ve talep üretimi aşar ($Y^D > Y$). Dolayısıyla eyer yolu boyunca B’den E_1 ’e doğru çıktı aşamalı olarak artar. Çıktının artmaya başlamasıyla birlikte kısa vadeli faiz oranları yükselmeye başlar. Yeni durağan durum değerine ulaşınca kadar çıktı, toplam talep ve faiz oranları yükselir. Sonuçta ekonomi daha yüksek bir Y ve daha düşük bir q değerine ulaşır.



Şekil.6 Beklenen Maliye Politikasının Etkileri

İyi haber durumunda politika değişiminin ilanının olumsuz etkisi yoktur. Çünkü bu durumda kardaki artış beklentisi kısa vadeli faiz oranlarındaki artış beklentisinden daha büyüktür. Bu nedenle karın bu günkü değeri artar ve böylece borsa daha büyük bir değere sıçrama yapar ve daha sonra yükselmeye başlar. Mali genişleme henüz uygulamaya konmamasına rağmen, borsanın yükselmesi yatırımları ve toplam talebi artırır. Dolayısıyla t_0 'da talep üretimi aşar ($Y^D > Y$) ve çıktı artmaya başlar. Çıktının artmasıyla birlikte hem kısa vadeli hem de uzun vadeli faiz oranları yükselmeye başlar. Mali genişleme uygulamaya konulduğunda, t_A anında, $\dot{Y}_0 = 0$ doğrusu sağa kayar ve talep yeniden üretimi aşar. Çıktı, talep, faiz oranları ve borsa yeni durağan duruma ulaşınca kadar yükselir. Sonuçta ekonomi daha yüksek Y ve q değerlerine ulaşır.

Özetle, dinamik IS-LM model beklenen maliye politikasının kısa dönemde olumsuz etkilerinin olabileceğini ortaya koymaktadır. Kötü haber durumunda hükümetin

gelecekte mali genişleme yapacağını ilan etmesi kısa dönemde tam dışlamadan daha büyük bir dışlama etkisine yol açar¹³.

1.1.4. AD-AS modelde maliye politikası

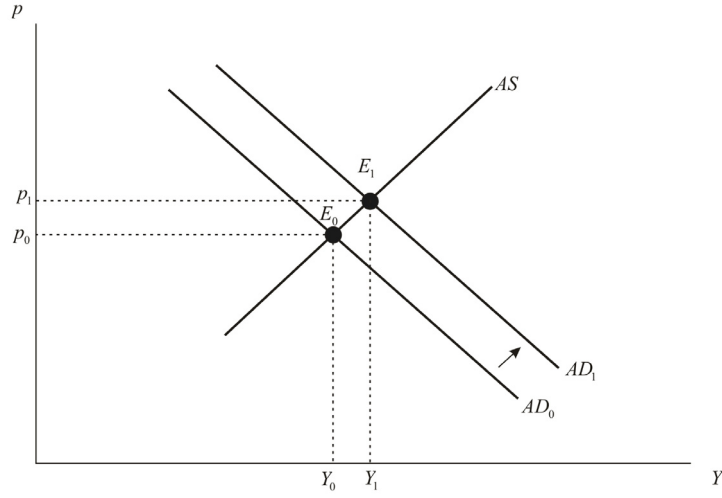
Buraya kadar ele alınan Keynesyen modellerin tamamında fiyat düzeyi sabit kabul edilmiştir. Bu basitleştirici varsayım gerçekçi bir varsayım değildir. Bu modellerde örtük olarak genişletici bir maliye politikasının fiyatları etkilemediği varsayılmaktadır. Ancak genişletici bir maliye politikası fiyat düzeyinin yükselmesine neden olur. Bu etki de üç nedenden dolayı çarpanın değerini azaltır. Bu sebepler aşağıda maddeler halinde verilmektedir (Blinder ve Solow, 1973:324):

- (i) Yüksek fiyatlar para stokunun reel değerini düşürür, böylece LM eğrisi sola kayar ve maliye politikasının etkinliği azalır.
- (ii) Yüksek fiyatlar özel sektörün reel servetini azaltır, buna bağlı olarak IS eğrisi sola kayar ve maliye politikasının etkinliği azalır.
- (iii) Vergiler parasal gelir açısından kademeli ise enflasyon her bir reel gelir düzeyinde vergi sisteminin reel kazancının artmasına neden olur. Bu durumda IS eğrisinin sola kaymasına ve maliye politikasının etkinliğinin azalmasına neden olur.

AD-AS modelde fiyatların sabit olduğu varsayımı terkedilmektedir. Dolayısıyla bu model maliye politikasının fiyatlar üzerindeki etkisini analiz etme imkanı tanımaktadır. Yukarıdaki paragrafta belirtilen üç nedenden dolayı AD-AS modelde maliye politikasının etkinliği düşüktür. Şekil 7’de AD-AS modelde genişletici bir maliye politikasının etkileri gösterilmektedir. Şekilde ekonomi başlangıçta AD ve AS eğrilerini kesiştiği E_0 noktasında dengededir. Kamu harcamalarındaki bir artış toplam talep eğrisinin sağa kaymasına neden olur. Yeni denge E_1 noktasında sağlanır. Genişletici maliye politikası fiyatların ve çıktının artmasına neden olur. Ancak çıktındaki artış daha

¹³ Dinamik IS-LM modelin öngörülleri daraltıcı mali genişleme hipotezinin ortaya çıkmasına zemin hazırlamıştır. Bu model hükümetin gelecekte mali sıkılaştırmaya gideceğini ilan etmesi durumunda, toplam talebin ve çıktının artabileceğini öngörmektedir. Dinamik IS-LM modelin bu öngörülerinden esinlenen Giavazzi ve Pagano (1990) risk primumu ve kredibilite bağlamında mali sıkılaştırmanın tüketimi ve toplam talebi canlandırabileceğini ileri sürmüştür. Bu görüş literatürde daraltıcı mali genişleme hipotezi olarak bilinir.

önceki Keynesyen modellere göre oldukça düşüktür. Burada fiyatların yükselmesi yukarıda ifade edilen nedenlerden dolayı maliye politikasının etkinliğini azaltmıştır.



Şekil 7. AD-AS Modelde Genişletici Maliye Politikasının Etkileri

1.2. Ricardocu Denklik Teoremi

İngiliz klasik ekonomist David Ricardo tarafından formüle edilen Ricardocu Denklik Teoremi'nin (RET) literatürde önemli bir yere sahip olmasını; yeni klasik iktisatçı Robert J. Barro' nun 1974 yılında yayımladığı makalesi sağlamıştır¹⁴. Bununla birlikte RET'in isim babası; Barro (1974)'ü eleştiren ve bu önermenin daha önceden David Ricardo tarafından belirtildiğini öne süren Buchanan (1976) dır.

Bütçe açıklarının toplam talep ve dolayısıyla da ekonomik aktivite üzerinde hiçbir etkisinin olmadığını ileri süren RET oldukça güçlü varsayımlara sahiptir. Bu varsayımlar aşağıda maddeler halinde verilmektedir (Yay, 1996:1345).

- (i) *Ekonomide sonsuz ufuklu temsili bireyler yer almaktadır.*
- (ii) *Bireyler rasyonel ve ileri görüşlüdür. Bu günkü vergi indirimi sonucunda gelecekte ortaya çıkacak olan vergi yükünü tam olarak ön görürler.*
- (iii) *Modelde vergiler götürü vergilerdir.*
- (iv) *Kamu harcamalarının patikası veridir.*

¹⁴ Barro (1974) kamu borç senetlerinin hanehalklarının net servetinde bir artışa yol açacağı varsayımının; genişletici maliye politikasının toplam talep üzerindeki etkisinin gösterilmesinde kritik öneme sahip olduğunu iddia etmiştir. Bu varsayımın teorik temellerinin olmadığını belirten Barro (1974), bütçe açıklarının ya da kamu borcunun toplam talep üzerinde hiçbir etkisinin olmayacağını ortaya koymuştur. Bu bağlamda cari vergileme ve bütçe açığı ekonomi üzerinde aynı etkilere sahiptir.

- (v) *İlk dönemdeki kamu borçları sonraki dönemlerde salınan vergilerle ödenir.*
- (vi) *Transfer ödemeleri, para arzı, fiyatlar genel seviyesi ve nominal faiz oranı sabittir.*

Bu varsayımlar altında, RET bütçe açığıyla finanse edilen vergi indiriminin (Deficit-financed tax cut) toplam talebi canlandırmayacağını iddia etmektedir (Barro, 2010:262). Bu iddianın altında yatan mantık oldukça basittir. Rasyonel ve ileri görüşlü bireyler, bu günkü vergilerdeki indirim sonucu oluşan bütçe açığının gelecekte yüksek vergilere dönüşeceğinin farkındadır. Bu nedenle gelecekteki yüksek vergileri ödeyebilmek için bu günden tasarruflarını arttırırlar (Bénassy-Quéré, Coeuré, Jacquet ve Pisani-Ferry, 2010:89). Başka bir ifadeyle, rasyonel bireyler bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimine tüketimlerini arttırarak değil, tasarruflarını arttırarak reaksiyon gösterirler. Böylece özel tasarruflar artar. Özel tasarruflardaki bu artış kamu tasarruflarındaki azalışı dengelemeye yetecek kadardır¹⁵. Bu nedenle ulusal tasarruflar, faiz oranı ve yatırımlar değişmez. Sonuçta bütçe açığıyla finanse edilen bir vergi indirimi faiz oranını, yatırımı, tüketimi ve toplam talebi etkilemez. Dolayısıyla RET vergi indirimi şeklinde uygulanan maliye politikasının etkinsiz olduğunu öne sürmektedir. RET'e göre böyle bir politika tam dışlamaya yol açar, maliye politikası çarpanının değeri sıfır olur¹⁶.

1.2.1. Ricardocu denklik teorisine yönelik eleştiriler

RET'in pratik geçerliliği bu teoremin dayandığı varsayımların gerçekçi olmadığı gerekçesiyle önemli ölçüde sorgulanmış ve bu teoremin geçersiz olmasına neden olan pek çok faktör ortaya konulmuştur. Buna göre, sonlu yaşam, bireylerin hayatta kalma olasılıkları, likidite kısıtları ve belirsizlik gibi faktörler; bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi ve tüketim arasındaki bağı güçlendirerek, RET'in geçersiz olmasına yol açmaktadır (Seater, 1993:155). Bu faktörlerin yanı sıra Mankiw (2000)'de RET'i eleştirerek yeni bir model geliştirmiştir. RET'in eleştirilmesine neden olan faktörler ve Mankiw (2000) tarafından geliştirilen model aşağıda açıklanacaktır.

¹⁵ Rasyonel bireylerin indirgeme oranı devlet tahvillerinin faiz oranlarına eşit olduğu için gelecekte gerçekleşmesi beklenen vergilerin bu günkü değeri cari vergi indiriminin değerine eşittir. Bu yüzden özel tasarruflardaki artış kamu tasarruflarındaki azalışa eşittir.

¹⁶ RET'e göre tam dışlamanın ya da çarpanın değerinin sıfır olmasının nedeni bireylerin beklentileridir. Buna karşın maliye politikasının etkinsiz olduğunu ifade eden Neoklasik yaklaşımda tam dışlamanın nedeni beklentiler değil, faiz oranlarındaki yükseliştir. Bu yaklaşıma göre bir vergi indirimi ya da harcama artışı toplam talebi etkilemez, sadece onun bileşimini değiştirir. Dolayısıyla her iki yaklaşımda maliye politikasının etkinsiz olduğunu iddia ederek, Keynseyen yaklaşımı eleştirmektedir.

1.2.1.1. Sonlu yaşam

RET'in eleştirilmesine neden olan ilk varsayım, bireylerin sonsuz bir yaşama sahip olmasıdır. Bu varsayım yaşam devreleri modelinden hareketle eleştirilmektedir. Bu eleştirilerin temel dayanağı yaşamın sonlu olduğu ve bireylerin ölmeden önce karşı karşıya kalmayı bekledikleri vergileri göz önünde bulundurmalarıdır. Buna göre, bütçe açığıyla finanse edilen bir vergi indiriminin yarattığı gelecekteki yüksek vergilerin bir kısmı bireyler hayatta iken, diğer kısmı ise öldükten sonra ortaya çıkar. Bu durumda bireylerin hayatta iken karşı karşıya kalacakları vergilerin bu günkü değeri cari vergi indiriminin değerinden daha az olacağından, bireylerin net servetleri ve buna bağlı olarak da tüketimleri artar (Barro, 1989:40). Sonuçta bireyler sonlu yaşama sahip olduklarında, bu günkü vergilerdeki bir indirim tüketimi ve toplam talebi artırır. Bu nedenle RET geçersizdir¹⁷.

Sonsuz yaşam varsayımına bir diğer eleştiri Blanchard (1985)'ten gelmiştir. Blanchard (1985) fedakarlığın olmadığı, her bir dönem için dışsal ve sabit bir ölüm olasılığıyla karşı karşıya olan ve tüketim ve tasarrufunu optimal olarak seçen bireylerden oluşan bir model geliştirmiştir. Bu modelle Blanchard, hayatta kalma olasılıklarını göz önünde bulunduran rasyonel bireylerin gelecekteki vergileri kısmen iskonto edeceklerini, bu nedenle bütçe açığıyla finanse edilen bir vergi indiriminin tüketimi arttıracığını ortaya koymuştur (Sheffrin, 2002:245). Şöyle ki, vergi indirimi sonucu oluşan bütçe açığı bireylerin gelecekte daha yüksek bir vergi yüküyle karşı karşıya olacağı anlamına gelmektedir. Bireyler farklı hayatta kalma olasılıklarına sahip oldukları için gelecekte karşılaşacakları vergi yükleri de bir birinden farklı olacaktır. Bu bağlamda, cari bir vergi indirimine gösterecekleri reaksiyonda farklılaşacaktır. Örneğin hayatta kalma olasılığı düşük olan bir birey gelecekteki yüksek vergilerden etkilenmeyeceği için vergi indirimine tüketimini arttırarak reaksiyon gösterirken, hayatta kalma olasılığı yüksek olan birey vergi indirimine tasarrufunu arttırarak tepki gösterir.

¹⁷ Barro (1989) bu eleştirinin yalnızca bir koşul altında geçerli olacağını ileri sürmüştür. Eğer bireyler gelecek nesiller üzerine vergi yükünün kaydırılmasından rahatsızlık duymuyorsa, ya da başka bir ifadeyle çocuklarını düşünmeyecek kadar bencilse, bu durumda RET geçersiz olur. Ancak Barro'ya göre, bireyler gelecekteki nesillerin vergi yükleriyle ilgili endişe duyarlar, bu nedenle tüketim ve tasarruf kararlarını hiç ölmeyecekmiş gibi alırlar. Buna göre, bu günkü vergilerdeki bir indirim karşısında fedakarca davranarak tasarruflarını arttırırlar.

1.2.1.2. Likidite kısıtları

RET'in eleştirilmesine neden olan ikinci varsayım, sermaye piyasalarının rekabetçi olması ya da bireylerin likidite kısıtlarının olmamasıdır. Bu varsayım bireyler ve hükümetin aynı faiz oranından borçlanabileceğini ifade etmektedir. Ancak gerçekte hükümetin daha düşük faiz oranından borçlanabileceği açıktır¹⁸. Dolayısıyla bu varsayım gerçekçi değildir. Bireyler likidite kısıtlarıyla karşı karşıya olduğu için cari gelir gelecekteki gelirden daha önemlidir. Çünkü cari gelir likidite kısıtlarının gevşemesini sağlamaktadır. Bu durumda borçla finanse edilen bir vergi indirimi tüketimin artmasına neden olur. Nüfusun yalnızca bir kısmı likidite kısıtlarıyla karşı karşıya olsa bile RET geçersiz olur (Kopcke, Tootell ve Triest, 2006:38).

1.2.1.3. Belirsizlik

Gelecekteki vergiler ve gelirle ilgili belirsizlikte RET'in geçersiz olmasına neden olur. RET'in varsayımlarından birisi de, tüketicilerin gelecekteki gelirlerini ve vergi yükümlülüklerini mükemmel olarak öngördükleri şeklindedir. Başka bir ifadeyle, gelecekteki vergiler ve gelirlerle ilgili bir belirsizliğin olmadığı varsayılmaktadır. Ancak gerek gelecekteki gelirin gerekse de gelecekteki vergi yükünün hesaplanması büyük bir bilgi ve bireyler tarafından yapılamayacak karmaşık hesaplamaları gerektirdiğinden, gelecekteki gelire ve vergi yüküne ilişkin belirsizliğin olacağı açıktır (Ricuiitti, 2003:63). Bu belirsizlik ise gelecekteki yükümlülüklerin kapitalize edilmesinde yüksek bir indirgeme oranının olacağı anlamına gelmektedir. Bu durumda bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi net serveti artırır. Çünkü gelecekte gerçekleşmesi beklenen yüksek vergilerin bu günkü değeri cari vergi indiriminden daha azdır. Sonuçta vergi indirimi şeklinde uygulanan maliye politikası tüketimi ve toplam talebi artırır (Barro,1989:45).

1.2.1.4. Maliye politikasının tasarruflar-tüketiciler modeli

Mankiw (2000) maliye politikasının analizinde RET'in ve Diamond-Samuelson modelinin yeterli olmadığını belirterek "Maliye politikasının tasarruflar-tüketiciler

¹⁸ Hükümet bireylerden daha düşük bir faiz oranından borçlanabildiğinde, kamu borcunun bu günkü değeri cari vergi indiriminin değerinden küçük olur. Bu nedenle bireylerin net servetinde bir artış ortaya çıkar. Servetteki artışa bağlı olarak tüketim artacağı için RET geçersiz olur.

modelini” (The Savers-Spenders Theory of Fiscal Policy) geliřtirmiřtir¹⁹. Her iki modele Mankiw (2000:120-121) tarafından yneltlen eleřtiriler ařaęıda maddeler halinde verilmektedir:

- (i) *Btn hanehalklarının tketimlerini dnemler arasında yaymak iin finansal piyasaları kullandığı varsayımı gereki deęildir.*
- (ii) *Pek ok hane halkının net serveti olduka dřktr. Dolayısıyla bu hanehalkları tketimlerini dnemler arasında yaymak iin gerekli olan imkanlara sahip deęildir.*
- (iii) *Her iki modelde de tketici davranıřlarındaki byk farklılıklar dikkate alınmamaktadır. Bazı bireyler uzun dnemli ufuęa sahipken, dięer bazı bireyler kısa dnemli ufaęa sahiptir.*

Nihai olarak, Mankiw (2000) maliye politikasının tasarrufular-tketiciler teorisiyle geici bir vergi indiriminin toplam talep zerinde nemli etkiye sahip olduęunu gstererek, RET’in geersiz olduęunu ortaya koymuřtur.

2. Mikro Temelli Modellerde Maliye Politikasının Etkileri

Maliye politikasının ekonomi zerindeki etkilerinin ele alındığı mikro temelli modeller iki kısıma ayrılabilir: Neo Klasik ve Yeni Keynesyen modeller. Standart Neo Klasik bir modelde mal ve faktr piyasaları rekabeti, retim fonksiyonu leęe gre sabit getiriye sahip ve fiyatlar esnektir. Ayrıca ekonomik ajanlar ileri grřldr ve piyasa faiz oranından serbeste borlanabilmekte ve bor verebilmektedirler. Bu varsayımlar altında standart Neo Klasik modelde, pozitif kamu harcamaları řoku negatif gelir etkisi yaratır²⁰ (Beetsma ve Giuliodori, 2011:F5). Yařam boyu faydanın sadece mal tketimine baęlı olduęu Neo Klasik byme modelinde, negatif gelir etkisi yalnızca tketimin azalmasına neden olur. Bu modelde emek arzı dıřsal olduęu iin, bireylerin

¹⁹ Bu modelde iki grup insanın bulunduęu bir ekonomi hayal edilmektedir. Mankiw ilk gruptaki insanları tasarrufu olarak adlandırmaktadır. Bu insanlar RET’te belirtilen davranıřlara sahiptir. İlk gruptaki insanlar iřlevsel nesiller arası transfer motifine sahip oldukları iin sonsuz ufukludurlar. Dięer grup ise tketiciler olarak adlandırılmaktadır. Bu gruptaki insanlar her bir dnemde vergi sonrası iřgc gelirinin tamamını tketmektedir. Bunlar tketimlerini dnemler arası yayacak finansal imkanlara sahip deęildir.

²⁰ İleri grřl ajanlar hkmetin dnemlerarası bte kısıtını saęlamak zorunda olduęunun farkındadır. Dolayısıyla bu ileri grřl ajanlar cari dnemdeki ekstra kamu harcamasının gelecekteki yksek vergilerle finanse edilmek zorunda olduęunu anlarlar. Bu nedenle kamu harcamalarındaki bir artıř hane halkının vergi demelerinin net bugnk deęerini arttırarak reel gelirini azaltır. Bu negatif gelir etkisi olarak adlandırılır.

emek arzı kararları üzerinde hiçbir etki ortaya çıkmaz. Bu nedenle pozitif kamu harcamaları şoku çıktıda herhangi bir değişime neden olmaz. Pozitif kamu harcamaları şokunun yatırımları ve faiz oranını etkileyip etkilemeyeceği ise şokun kalıcılığına bağlıdır.

NeoKlasik büyüme modelinin içsel emek arzıyla genişletilmiş biçimi olan RBC modelinde de, pozitif bir kamu harcaması şoku negatif gelir etkisi yaratır. Bu modelde yaşam boyu fayda sadece mal tüketimine değil, aynı zamanda boş zaman tüketimine de bağlıdır. Bu nedenle negatif gelir etkisi hem mal tüketiminin hem de boş zaman tüketiminin azalmasına ve emek arzının artmasına neden olur. Emek arzındaki artış sırasıyla reel ücretlerin azalmasına, sermayenin marjinal verimliliğinin, faiz oranının, yatırımların ve çıktının artmasına yol açar (Hebous, 2011:677-678). Pozitif kamu harcamaları şokunun çıktı ve diğer değişkenler üzerindeki etkileri şok kalıcı olduğunda daha güçlüdür.

Standart NK model, NeoKlasik modelle benzer bir yapıya sahip olmasına rağmen bu modelin fiyatlara ve mal piyasasının yapısına yönelik farklı varsayımları vardır. NK modelde fiyatlar katıdır ve mal piyasasında monopolcü rekabet geçerlidir. NeoKlasik modelde olduğu gibi, bu modelde de pozitif bir kamu harcaması şoku negatif gelir etkisi yaratmaktadır. Negatif gelir etkisi, Neo Klasik durumda olduğu gibi, tüketimin azalmasına ve emek arzının artmasına neden olur. Emek arzındaki bu artış ise çıktıyı genişletir. Buraya kadar maliye politikasının aktarım mekanizması her iki modelde aynıdır. İki modelin maliye politikasının etkilerine yönelik öngörülleri arasındaki temel farklılık, emek piyasasının reaksiyonundan kaynaklanmaktadır. Standart NK modelde, fiyatların esnek olmaması ve monopolcü rekabet varsayımları altında; mal fiyatları marjinal maliyeti aştığı sürece, firmalar üretimi arttırmak için emek talebini arttırırlar. Böylece emek talep eğrisi sağa kayar ve reel ücretler artar²¹ (Fontano, 2009:591-592). Dolayısıyla standart NK model, pozitif kamu harcamaları şokunun tüketimi azaltacağını, istihdamı, reel ücretleri ve çıktıyı arttıracığını öngörmektedir.

²¹ Yeni Keynesyen model pozitif kamu harcamaları şoku sonucunda emek talebindeki artışın emek arzındaki artıştan daha büyük olduğunu öngörmektedir. Bu nedenle bu modelde kamu harcamalarındaki artış reel ücretleri arttırır.

Gali vd. (2007) ampirik bulgularla uyumlu olarak; pozitif kamu harcaması şokuna tüketimin pozitif tepkisini elde etmek için standart NK modele yeni özellikler eklemiştir. Yazarlar, Mankiw (2000)'den hareketle hanehalklarını iki kısma ayırarak (Ricardocu Hane Halkı ve Ricardocu Olmayan Hane Halkı) ve farklı emek piyasası yapılarını ele alarak, pozitif kamu harcamaları şokunun tüketimi arttıracaklarını teorik olarak ortaya koymuşlardır.

Özetle, Neoklasik modeller kamu harcamalarındaki bir artışın tüketimi ve reel ücretleri azaltıp, emek arzını ve çıktıyı arttıracaklarını öngörürken, NK model tüketimin, istihdamın, reel ücretlerin ve çıktının artacağını öngörmektedir.

2.1. NeoKlasik Modeller ve Maliye Politikası

NeoKlasik modeller genişletici bir maliye politikasının negatif gelir etkisinden dolayı tüketimi azaltacağını öngörmektedir. Bu öngörü NeoKlasik modellerin tamamı için geçerli iken, genişletici maliye politikasının çıktı üzerindeki etkileri NeoKlasik modeller arasında farklılaşmaktadır. Neo Klasik büyüme modelleri genişletici maliye politikasının çıktıyı etkilemediğini ortaya koyarken, Neo Klasik modellerin bir uzantısı olan RBC modeli genişletici maliye politikasının çıktıyı genişleteceğini ileri sürmektedir²². Çıktıya yönelik öngörüler arasındaki bu farklılık emek arzının içsel olup olmamasına bağlıdır. Aşağıda NeoKlasik modeller ve bu modellerin maliye politikasının etkilerine yönelik öngörülerini kronolojik sıra takip edilerek açıklanacaktır²³.

²² Reel Konjktürel Dalgalanmalar modelinde maliye politikasının analizi Baxter ve King'in 1993 yılında yayımladığı "Genel Dengede Maliye Politikası" (Fiscal Policy in General Equilibrium) isimli çalışmaya dayanmaktadır. Baxter ve King (1993), Neo Klasik çerçeve içerisinde pek çok maliye politikası senaryosunu ele almış ve RBC modelinin maliye politikasının etkilerine yönelik öngörülerini ortaya koymuştur. Baxter ve King'in çalışması her ne kadar RBC modelin maliye politikasına ilişkin öngörülerini sağlasada, bu çalışma grafiksel araçlarla maliye politikasının etkilerini açıklamamaktadır. Heijdra (2010), Baxter ve King'in çalışmasını Genişletilmiş Ramsey model başlığı altında ve sürekli zaman boyutunda açıklayarak, maliye politikasının etkilerini faz diyagramlarından yararlanarak ortaya koymaktadır. Dolayısıyla Heijdra (2010) maliye politikasının etkilerine yönelik açıklamaları faz diyagramlarıyla destekleyerek daha detaylı bir analiz sunmaktadır. Bu nedenle RBC modelde maliye politikasının analizi Heijdra (2010)'dan yararlanılarak açıklanacaktır.

²³ Bu bölümde optimizasyon içermemesine rağmen Solow model ve bu modelin maliye politikasına ilişkin öngörülerine de yer verilmiştir. Bu model tam olarak mikro temelli olan ve optimizasyon içeren Ramsey modele temel oluşturduğu için mikro temelli Neo Klasik modeller ve bu modellerin maliye politikasına ilişkin öngörülerini kısmında açıklanmıştır.

2.1.1. Solow model ve Solow model de maliye politikası

Solow büyüme modeli Solow ve Swan'ın 1956 yılında birbirinden bağımsız olan çalışmaları sonucunda ortaya çıkmıştır. Ancak literatürde genel olarak Solow'un çalışması kabul görmüştür²⁴. Bu modelin orijinalinde hükümetin olmadığı kapalı bir ekonomi ele alınmaktadır. Bununla birlikte kamu harcamaları ve vergiler modele dahil edilerek; maliye politikasının etkileri Neoklasik bir çerçevede içerisinde ele alınabilir.

2.1.1.1. Solow modelinin temel varsayımları

Solow modelinin temel varsayımları aşağıda maddeler halinde verilmektedir (Snowdon ve Vane, 2005:603; Agenor, 2004:439-440):

- (i) *Ekonomide tek bir sektör ve tek bir mal olduğu varsayılmaktadır. Bu mal emek ve sermaye kullanılarak üretilmektedir. Bununla birlikte, bu mal hem tüketim hem de yatırım amacıyla kullanılabilir.*
- (ii) *Ekonomi dışı kapalıdır ve kamu sektörü dikkate alınmamaktadır.*
- (iii) *Tasarruf oranı dışsaldır. Başka bir ifadeyle, tasarruf fonksiyonu veridir.*
- (iv) *Çıktının tasarruf edilen kısmının tamamıyla yatırım yapılır. Bu nedenle ayrı bir yatırım fonksiyonu yoktur.*
- (v) *Model uzun dönemle ilgili olduğu için Keynesyen istikrarsızlık sorunları yoktur. Modelde fiyatlar tam esnektir, para yansızdır ve ekonomi daima potansiyel çıktı düzeyini üretir.*
- (vi) *Teknoloji(A) ve emek (L) zaman içinde n ve x sabit sayıları oranında büyür. Dolayısıyla teknoloji ve emeğin büyüme oranı sabit ve dışsaldır.*

$$\dot{L}(t) = nL(t) \quad (1.36)$$

$$\dot{A}(t) = xA(t) \quad (1.37)$$

²⁴ Solow (2007, s.3-4) büyüme teorisinin son elli yılını ve gelecek on yılını ele aldığı yakın tarihli çalışmasında; Swan'ın çalışmasının yerine kendi çalışmasının genel kabul görmesinin üç nedeninin olduğunu ileri sürmektedir. Bu nedenlerden ilki, Swan'ın tamamen Cobb-Douglas fonksiyonu ile çalışırken, kendisinin daha genel üretim fonksiyonları ile çalışmasıdır. İkincisi, Swan'ı çalışmasının Joan Robinson'un sermaye ve büyümeye ilişkin itirazlarına yönelik iken, Solow'un çalışmasının o dönemin en popüler modeli olan Harrod-Domar modelinin gerçek dışı kısımlarından uzaklaşmayı amaçlamasıdır. Üçüncüsü ise Swan'ın çalışmasının Economic Record'da yayımlanmışken, Solow'un çalışmasının büyüme teorisyenlerinin daha yakın olduğu ve daha tanınmış bir dergi olan Quarterly Journal of Economics'te yayımlanmış olmasıdır.

(vii) *Ekonomide sabit sayıda firma vardır ve bu firmaların her biri aynı üretim teknolojisine sahiptir. Bu nedenle basitlik sağlamak için firma sayısı bire normalize edilmiştir. Dolayısıyla toplam çıktı bütüncül bir üretim fonksiyonuyla karakterize edilmiştir.*

Bu varsayımlar altında Solow modeli üç temel ilişkinin birleşimine odaklanmaktadır: Üretim fonksiyonu, tüketim fonksiyonu ve sermaye birikimi süreci.

2.1.1.2. Üretim fonksiyonu

Solow modeli bütüncül Neoklasik üretim fonksiyonu ²⁵ üzerine kurulmuştur. Modelde teknolojinin üretim fonksiyonunda Harrod nötr olarak yer aldığı varsayılmaktadır. Harrod nötr teknolojik ilerleme ile üretim fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$Y(t) = F[K(t), A(t)L(t)] \quad (1.38)$$

Burada Y çıktıyı, K sermayeyi, A teknolojiyi, L emeği ve AL etkin emeği temsil etmektedir.

Eşitlik (1.38)'deki Neoklasik üretim fonksiyonu ölçeğe göre sabit getiri özelliği gösterdiğinden, bu üretim fonksiyonu $\lambda = \frac{1}{AL}$ kabul edilerek

²⁵ Neoklasik bir üretim fonksiyonu aşağıdaki özelliklere sahiptir (Barro ve Sala-i Martin, 2004:26-27).

- Ölçeğe göre sabit getiri gösterir. Yani sermaye ve işgücünü aynı pozitif sabitle(λ) çarpıldığında, çıktının λ katı elde edilir.

$$F(\lambda K, \lambda L) = \lambda F(K, L)$$

- Sermaye ve iş gücünün pozitif değerleri için F(.) sermaye ve işgücüne göre pozitif ve azalan verimlilik gösterir. Bu matematiksel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\frac{\partial F}{\partial K} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial K^2} < 0$$

$$\frac{\partial F}{\partial L} > 0, \quad \frac{\partial^2 F}{\partial L^2} < 0$$

- Neoklasik üretim fonksiyonu Inada koşullarını sağlar. Inada koşulları, sermayenin ve emeğin marjinal verimliliğinin, sermaye ve emek sıfıra yaklaşırken sonsuza gideceğini ve bu iki değişken sonsuza giderken, onların marjinal verimliliklerinin sıfıra yaklaşacağını ileri sürmektedir. Inada koşulları matematiksel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\lim_{K \rightarrow 0} \left(\frac{\partial F}{\partial K} \right) = \lim_{L \rightarrow 0} \left(\frac{\partial F}{\partial L} \right) = \infty$$

$$\lim_{K \rightarrow \infty} \left(\frac{\partial F}{\partial K} \right) = \lim_{L \rightarrow \infty} \left(\frac{\partial F}{\partial L} \right) = 0$$

$$F\left(\frac{K}{AL}, 1\right) = \frac{1}{AL} F(K, AL) = \frac{Y}{AL}$$

şeklinde yazılabilir. Burada K/AL etkin emek birimi başına sermaye miktarını ve $F(K, AL)/AL$ ya da Y/AL etkin emek birimi başına çıktıyı temsil etmektedir. Etkin emek birimi başına sermaye $k=K/AL$ ve etkin emek birimi başına çıktı $y=Y/AL$ biçiminde tanımlandığında, $f(k)=F(k,1)$ olduğundan üretim fonksiyonu aşağıdaki biçimde yazılabilir.

$$y = f(k), \quad f(0) = 0 \quad (1.39)$$

Eşitlik(1.39) etkin emek birimi başına çıktının etkin emek birimi başına sermayenin bir fonksiyonu olduğunu ifade etmektedir. Bu eşitlik üretim fonksiyonunun kompakt biçimidir. Pozitif çıktı pozitif sermaye düzeyini gerektirdiği için sermaye üretimin ayrılmaz bir parçasıdır.

Üretim fonksiyonunun kompakt biçiminde sermayenin marjinal verimliliği $f'(k)$ dır. Sermayenin marjinal verimliliğinin pozitif olduğu ve sermaye miktarı arttıkça bu marjinal verimliliğin azaldığı varsayıldığı için $f'(k) > 0$ ve $f''(k) < 0$ dır. Bununla birlikte üretim fonksiyonunun kompakt biçiminin de Inada koşullarını sağladığı varsayılmaktadır. Üretim fonksiyonunun kompakt biçiminde Inada koşulları aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\lim_{k \rightarrow 0} f'(k) = \infty \text{ ve } \lim_{k \rightarrow \infty} f'(k) = 0$$

2.1.1.3. Tüketim fonksiyonu

Etkin emek birimi başına çıktı düzeyi yalnızca etkin emek birimi başına sermaye düzeyine bağlı olduğundan, ekonominin zaman içindeki davranışının belirlenmesi için sermaye stokunun davranışının incelenmesi gerekmektedir. Bunun incelenebilmesi için ise ilk olarak modelde tasarrufun nasıl belirlendiği ortaya konulmalıdır. Kapalı bir ekonomide toplam çıktı toplam gelire eşittir ve bunun iki bileşeni vardır: tüketim ve tasarruf=yatırım (Snowdon ve Vane, 2005:606).

$$Y = C + I \quad (1.40)$$

$$Y = C + S \quad (1.41)$$

Burada Y toplam çıktı, I yatırım ve $S=sY$ ise basit tasarruf fonksiyonudur. Gelirin tasarrufa ayrılan kısmı s gibi sabit bir sayıdır. Basit tasarruf fonksiyonu dahil edilerek eşitlik (1.41) aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$Y = C + sY \quad (1.42)$$

Kapalı ekonomi varsayımı altında, özel yurtiçi tasarruflar özel yurtiçi yaratımlara eşittir. Nitekim (1.40) ve (1.42) nolu eşitlikler tasarruf yatırım eşitliğini ortaya koymaktadır.

$$sY = I \quad (1.43)$$

2.1.1.4. Sermaye birikim süreci ve çıktının dinamikleri

Yatırıma ayrılan her birim çıktı bir birim yeni sermaye yaratır. Bunun yanı sıra mevcut sermaye stoku sabit bir oranda (δ) aşınır. Buradan sermaye stokundaki değişim ya da sermaye birikimi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\dot{K}(t) = sY(t) - \delta K(t) \quad (1.44)$$

Burada $\dot{K}(t)$ sermaye stokunun zaman içindeki değişimi, $sY(t)$ brüt yatırım ve $\delta K(t)$ ise mevcut sermaye stokunun aşınan kısmıdır. Dolayısıyla, brüt yatırım aşınan sermaye miktarından büyük olduğu müddetçe sermaye birikimi artacaktır.

Modelde işgücü ve sermaye dışsal olarak büyüdüğü için ekonominin dinamiklerinin belirlenmesinde, eşitlik (1.44)'de verilen sermaye stokunun davranışının incelenmesi gerekir. Ancak tek başına sermaye stokunu ele almak yerine etkin emek birimi başına sermaye stokuna odaklanmak iki nedenden dolayı daha uygundur. Etkin emek birimi başına sermaye stokunun kullanılması sadece işlemlerde kolaylık sağlamaz, aynı zamanda modelin ekonomik olarak yorumlanmasını daha anlaşılır kılar. Bu nedenle ekonominin dinamiklerini ortaya koymak için eşitlik (1.44)'deki sermaye stokunun zaman içindeki değişimi yerine, etkin emek birimi başına sermaye stokunun zaman içindeki değişimi incelenmelidir. Bunun için $k=K/AL$ 'nin zamana göre türevinin alınması yeterlidir. Çünkü bu türev k 'nın büyüme oranını verir:

$$\begin{aligned}\dot{k}(t) &= \frac{\partial}{\partial t} \frac{K(t)}{A(t)L(t)} = \frac{\dot{K}(t) \cdot (A(t)L(t)) - K(t) [\dot{A}(t)L(t) + \dot{L}(t)A(t)]}{[A(t)L(t)]^2} \\ &= \frac{\dot{K}(t)}{A(t)L(t)} - \frac{K(t)}{A(t)L(t)} \cdot \frac{\dot{A}(t)}{A(t)} - \frac{K(t)}{A(t)L(t)} \cdot \frac{\dot{L}(t)}{L(t)}\end{aligned}\quad (1.45)$$

Eşitlik (1.43)'deki ilk kesrin payındaki $\dot{K}(t)$ ifadesi yukarıda (1.42) nolu denklemle tanımlanmıştır. Bununla birlikte eşitlik (1.36) ve (1.37)'den $\dot{A}/A$ ve $\dot{L}/L$ sırasıyla x ve n olarak elde edilmektedir. Bu ifadeler eşitlik (1.45) yerine konulduğunda aşağıdaki ifadeye ulaşılmaktadır.

$$\begin{aligned}\dot{k}(t) &= \frac{sY(t) - \delta K(t)}{A(t)L(t)} - k(t)x - k(t)n \\ &= s \frac{Y(t)}{A(t)L(t)} - \delta k(t) - xk(t) - nk(t)\end{aligned}$$

Yukarıdaki ifade de $Y(t)/A(t)L(t) = f(k(t))$ yerine yazıldığında ve ifadenin ikinci kısmı $k(t)$ parantezine alındığında aşağıdaki denkleme ulaşılır.

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + x + \delta)k(t) \quad (1.46)$$

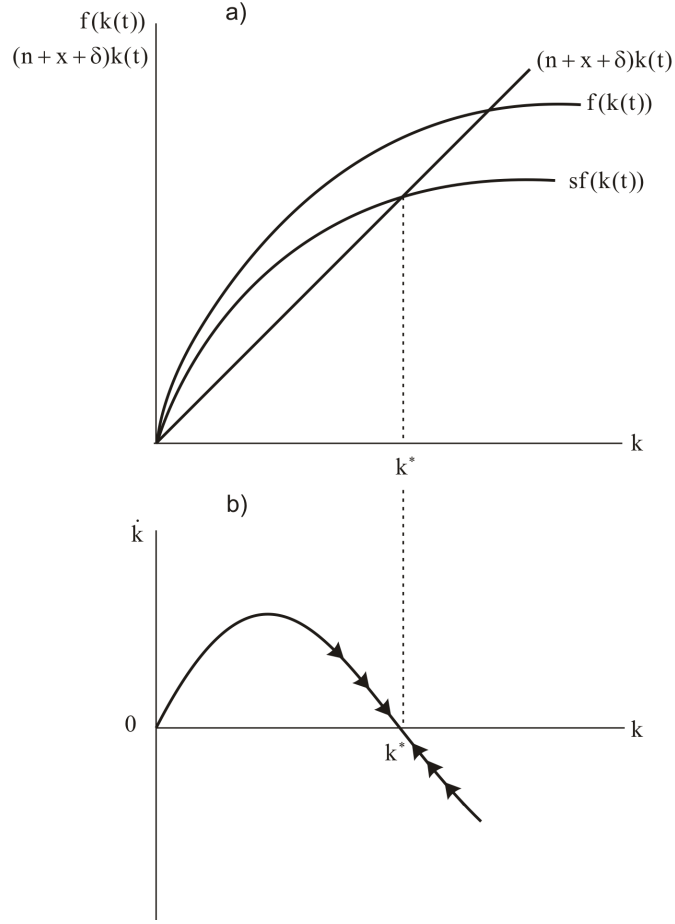
Eşitlik (1.46) Solow modelinin temel denklemdir. Bu denklem etkin emek birimi başına sermaye stokunun zaman içindeki hareketinin iki terim arasındaki farka eşit olduğunu ortaya koymaktadır. Bu terimlerden ilki etkin emek birimi başına gerçekleşen yatırımdır $sf(k(t))$. İkinci terim ise gerekli yatırımdır $((n+g+\delta)k(t))$. Gerekli yatırım, mevcut etkin emek birimi başına sermaye miktarında (k) azalma olmaması için yapılması gereken yatırım miktarıdır. Var olan etkin emek birimi başına sermaye miktarının azalmasını engellemek için bir miktar yatırımın gerekli olmasının iki temel nedeni vardır (Agenor, 2004:445):

- (i) Mevcut sermaye stokunun aşınması bu nedenlerden ilkidir. Sermaye stokunun azalmasını engellemek için sermaye stokunun aşınan kısmının yerine konulması gerekmektedir. Solow modelinin temel denkleminde aşınan sermaye stoku miktarı $\delta k(t)$ ile ölçülmektedir.

- (ii) Etkin emek miktarının büyümesi bir diğer nedeni oluşturmaktadır. Etkin emek miktarı arttığı için sermaye stokunu sabit tutmaya yetecek kadar yatırım, etkin emek başına sermaye stokunun sabit kalması için yeterli değildir. Bu nedenle, etkin emek $(n+x)$ oranında büyüdüğünden, etkin emek başına sermaye stokunun azalmaması için sermaye stokunun aynı oranda artması gerekmektedir. Dolayısıyla etkin emeğin büyümesinden dolayı gerekli olan yatırım miktarı $(n+x)k(t)$ dir.

Solow modelinin temel denklemine göre sermaye birikimi yalnızca gerçekleşen yatırım gerekli yatırımdan büyük olduğunda artar. Başka bir ifadeyle, gerçekleşen yatırım gerekli yatırımı aştığında, etkin emek birimi başına sermaye miktarı yükselir ($\dot{k}(t) > 0$). Buna karşın gerçekleşen yatırım gerekli yatırımdan daha küçük olduğunda, mevcut etkin emek birimi başına sermaye miktarı azalır ($\dot{k}(t) < 0$). Bu durumda sermaye birikiminin azalmasının ana nedeni, gerçekleşen yatırımın var olan sermaye stokunu sürdürmeye yetecek düzeyde olmamasıdır. Son olarak gerçekleşen yatırım gerekli yatırıma eşit olduğunda, sermaye birikimi sabittir ($\dot{k}(t) = 0$). Solow modelinin temel özelliklerini ortaya koyan temel denklem grafiksel olarak Şekil 8’ deki gibi gösterilebilir.

Şekil 8’in (a) panelinde üretim fonksiyonu $y=f(k)$ eğrisiyle gösterilmektedir. Bu panelde brüt yatırım eğrisi $[sf(k)]$, üretim fonksiyonun tasarruf oranıyla çarpılmasıyla elde edilmiştir. Tasarruf oranı sıfırla bir arasında olduğundan, brüt yatırım eğrisi üretim fonksiyonu ile orantılıdır. Çünkü üretim fonksiyonunun s ile çarpılması, üretim fonksiyonu eğrisinin aşağı kayacağı anlamına gelir. Şekilde gerekli yatırım orijinden çıkan pozitif eğimli bir doğru ile temsil edilmektedir. Şekil 8’in (a) paneli gerekli yatırım eğrisiyle gerçekleşen yatırım doğrusunun kesiştiği noktada dengeye ulaşılacağını ifade etmektedir. Bu panel $k=0$ ve $k=k^*$ olduğu zaman dengeye ulaşılacağını göstermektedir. Bu denge noktalarından sadece $k=k^*$ istikrarlıdır



Şekil 8. Solow Modelinin Temel Grafiği

Şekil 8'in (b) panelinde gerçekleşen yatırım ile gerekli yatırım arasındaki fark gösterilmektedir. Bu panele göre, gerekli yatırım gerçekleşen yatırımdan büyük iken, net sermaye birikimi pozitifdir ($\dot{k} > 0$). Bu nedenle etkin emek birimi başına sermaye $k=k^*$ olana kadar artar. Etkin emek birimi başına sermayedeki bu hareket şekilde k^* 'ın solundaki aşağıyı yönlü oklarla gösterilmektedir. Gerçekleşen yatırım gerekli yatırımdan büyük olduğunda ise net sermaye birikimi negatiftir ($\dot{k} < 0$). Bu nedenle k azalır. Bu azalış $k=k^*$ olana kadar devam eder. k 'daki bu hareket şekilde k^* 'ın sağındaki yukarı yönlü oklarla gösterilmektedir.

2.1.1.5. Solow modelde maliye politikası

Solow modelde maliye politikasının etkilerinin ele alınabilmesi için öncelikle modelin kamu harcamaları, vergi gelirleri ve hükümetin bütçe özdeşliğini içerecek

şekilde genişletilmesi gereklidir. Modele kamu harcamaları dahil edildiğinde, toplam çıktının bileşimi değişir. Bu durumda toplam çıktı aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$Y(t) = C(t) + I(t) + G(t) \quad (1.47)$$

Burada $G(t)$ kamu harcamalarını temsil etmektedir.

Modele vergiler dahil edildiğinde ise tasarruflar gelirin değil, vergi sonrası gelirin bir fonksiyonu olur. Dolayısıyla vergilerle birlikte tasarruf fonksiyonu

$$S = s[Y(t) - T(t)] \quad (1.48)$$

şekline dönüşür. Burada $T(t)$ götürü vergilerdir.

Solow modelde ekonominin dışı kapalı olduğu varsayıldığından, hükümet tarafından yapılan harcamaların vergi gelirlerini aşmasıyla oluşan bütçe açığı, özel tasarruf fazlasıyla karşılanmak zorundadır. Başka bir ifadeyle, kamu tasarruf açığı özel tasarruf fazlasıyla finanse edilmektedir. Bu aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$G(t) - T(t) = S(t) - I(t) \quad (1.49)$$

Kamu borç stokunun bileşenlerini ve dinamiklerini ortaya koyan hükümetin bütçe özdeşliği

$$\dot{B}(t) = r(t)B(t) + G(t) - T(t) \quad (1.50)$$

şeklindedir. Burada $B(t)$ kamu borcunu, $r(t)$ reel faiz oranını²⁶ göstermektedir. Bununla birlikte $\dot{B}(t)$ kamu borcunun zamana göre türevidir. Dolayısıyla kamu borcunun zaman içindeki davranışını ifade etmektedir.

Eşitlik (1.46)'daki Solow modelinin temel denklemi hükümetin modele dahil edilmesiyle aşağıdaki biçime dönüşmektedir.

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + x + \delta)k(t) - (1 - s)\tau(t) - g(t) \quad (1.51)$$

²⁶ Solow modelde piyasaların rekabetçi olduğu varsayıldığından reel faiz oranı sermayenin net marjinal verimliliğine eşittir. Yani reel faiz oranı $r(t) = f'(k(t)) - \delta$ dir

Burada $g(t)=G(t)/A(t)L(t)$ ve $\tau(t)=T(t)/A(t)L(t)$ sırasıyla etkin emek birimi başına kamu harcaması ve etkin emek birimi başına götürü vergidir.

Hükümetin bütçe özdeşliği etkin emek birimi açısından aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\dot{b}(t) = b(t)[f'(k(t)) - n - x - \delta] + g(t) - \tau(t) \quad (1.52)$$

Burada $b(t)$ etkin emek birimi başına kamu borcudur.

Solow modelde iki farklı maliye politikası stratejisi yukarıdaki iki denklem (1.51-1.52) yardımıyla analiz edilebilir. Bu stratejilerden ilki vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artıştır. İkincisi ise borçla finanse edilen geçici bir vergi indirimidir. Her iki strateji de aşağıda açıklanmaktadır²⁷.

2.1.1.5.1. Vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri

Kamu harcamaları ve vergilerin aynı anda ve eşit miktarda artması anlamına gelen bu maliye politikası stratejisinde, başlangıçta kamu borcu olmadığı ($\dot{b}(t) = b(t) = 0$) varsayımı altında, eşitlik (1.52)'deki hükümetin bütçe özdeşliği aşağıdaki biçime dönüşür.

$$\tau(t) = g \quad (1.53)$$

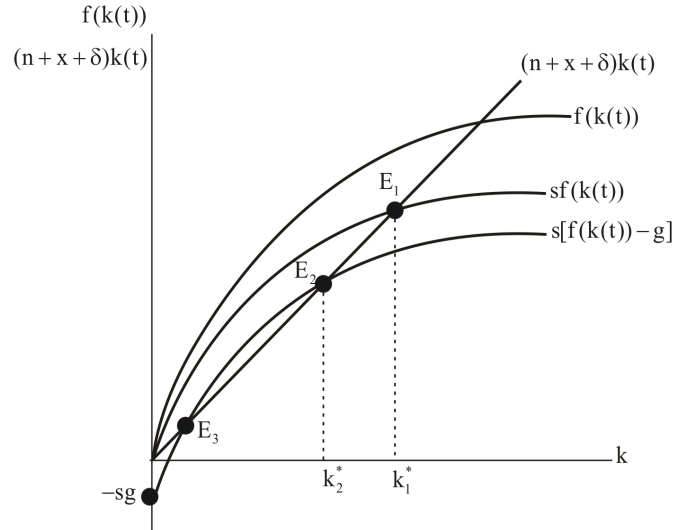
(1.53) nolu eşitlik (1.51)'de yerine konulduğunda, Solow modelinin temel denklemi aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\dot{k}(t) = s[f(k(t)) - g] - (n + x + \delta)k(t) \quad (1.54)$$

Vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın etkileri sadece eşitlik (1.54) aracılığıyla analiz edilebilir. Bu eşitliğin grafiksel gösterimi olan Şekil 9, vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın etkilerini göstermektedir. Başlangıçta kamu harcamaları sıfırdır ve istikrarlı durağan durum dengesi E_1 dir. Kamu harcamalarındaki artış etkin emek birimi başına brüt yatırım eğrisini aşağı doğru

²⁷ Her iki stratejiye yönelik açıklamalar iki basitleştirici varsayım altında yapılmaktadır. Bu varsayımlardan ilki, etkin emek birimi başına kamu harcamasının zamandan bağımsız olmasıdır. Yani $g(t)=g$ olduğu varsayılmaktadır. İkincisi, ekonomi dinamik olarak etkindir ve başlangıç etkin işçi başına sermaye düzeyi($k^*(0)$) altın kural düzeyinden daha düşüktür. Dolayısıyla reel faiz oranı pozitifdir.

kaydırır. Brüt yatırım eğrisindeki kaymayla ekonomide iki denge noktası ortaya çıkar: E_2 ve E_3 . Bu denge noktalarında birisi istikrarlı dengeyi diğeri ise istikrarsız dengeyi temsil etmektedir. Burada istikrarlı denge olan E_2 dikkate alınmaktadır. Buna göre, kamu harcamalarındaki artış sonucunda durağan durum etkin emek birimi başına sermaye k_1^* 'den k_2^* 'ye azalmıştır. Başka bir ifadeyle, maliye politikası uzun dönemde fiziksel sermaye stokunu dışlamıştır. Bununla birlikte maliye politikasının eş anlamlı etkileri şu şekildedir: maliye politikasının uygulanmasıyla birlikte sermaye stoku, tüketim ve net yatırım azalır, çıktıda herhangi bir değişiklik olmaz. Geçişsel dönemde, etkin emek birimi başına sermaye, özel tüketim ve çıktı azalır. Özel tüketim harcamalarındaki azalma kamu harcamalarındaki artıştan daha büyüktür (Heijdra, 2010:415).



Şekil 9: Vergiyle Finanse Edilen Kamu Harcamalarındaki Artışın Etkileri

2.1.1.5.2. Borçla Finanse Edilen Geçici Vergi İndiriminin Etkileri

Kamu harcamaları sabitken vergilerdeki geçici bir indirim bütçe açığına ve dolayısıyla da kamu borcuna neden olmaktadır. Burada kamu borcunun sürdürülebilir olduğu varsayılmaktadır. Bu nedenle Buiters (1988) borç stabilizasyon kuralının geçerli olduğu varsayılmıştır. Bu kural aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\tau(t) = \tau_0 + \beta b(t) \quad (1.55)$$

Eşitlik (1.55)'te verilen borç stabilizasyon kuralı vergilerin borç stokuyla pozitif ilişkili olduğunu ortaya koymaktadır²⁸. Borç stabilizasyon kuralı eşitlik (1.52)'de yerine konulduğunda aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$\dot{b}(t) = b(t)[f'(k(t)) - n - x - \delta - \beta] + g - \tau_0 \quad (1.56)$$

Borç stabilizasyon kuralı ile genişletilmiş kamu borç dinamiği istikrarlıdır. Yani kamu borç stokunun sürdürülebilirliğiyle ilgili herhangi bir sorun yoktur. Borç stabilizasyon kuralı ve kamu harcamalarının zamandan bağımsız olduğu varsayımı eşitlik (1.51)'de yerine konulduğunda, borç stabilizasyon kuralıyla genişletilmiş Solow modelinin temel denklemi

$$\dot{k}(t) = sf(k(t)) - (n + x + \delta)k(t) - (1 - s)[\tau_0 + \beta b(t)] - g \quad (1.57)$$

biçiminde elde edilir.

Ekonominin dinamikleri (1.56) ve (1.57) nolu eşitliklerle ifade edilmektedir. Bu eşitliklerden ilki borç stabilizasyon kuralıyla genişletilmiş kamu borç dinamiğini, ikincisi ise borç stabilizasyon kuralıyla genişletilmiş Solow modelinin temel denklemini temsil etmektedir. Bu denklemlerin grafiksel gösterimi Şekil 10'da verilmektedir. Bu şekilde her bir denklem bir doğru ile gösterilmiştir.

Şekil 10'daki doğrulardan $\dot{k}(t) = 0$ doğrusu pozitif eğimli, $\dot{b}(t) = 0$ doğrusu negatif eğimlidir. $\dot{k}(t) = 0$ doğrusunun eğimi

$$\left. \frac{\partial b(t)}{\partial k(t)} \right|_{k=k^*} = \frac{\delta + n + x - sf'(k_0^*)}{(1-s)\beta} > 0$$

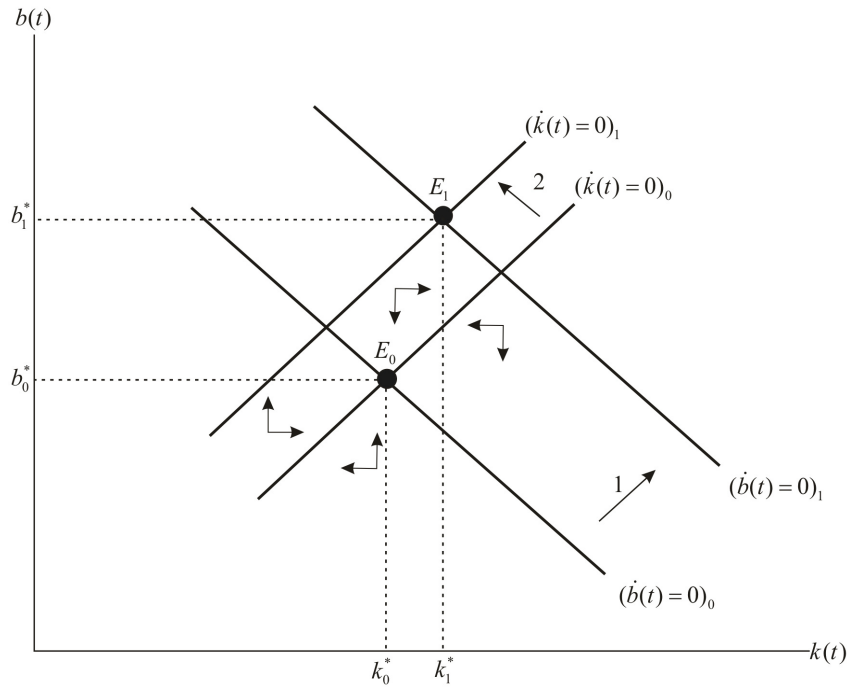
şeklindedir. Bu doğrunun üzerindeki noktalarda net yatırım pozitif, altındaki noktalarda net yatırım negatiftir. Şekilde net yatırımın hareketi yatay konumlandırılmış oklar tarafından belirlenmektedir.

$\dot{b}(t) = 0$ doğrusu (1.56)'dan elde edilmektedir. Bu doğrunun eğimi

²⁸ Borç stabilizasyon kuralında betanın reel faiz oranından büyük olduğu varsayılmaktadır. Yani $\beta > r_0^* - n - x$ dir.

$$\left. \frac{\partial b(t)}{\partial k(t)} \right|_{b=b^*} = \frac{b_0^* f''(k_0^*)}{\beta - (r_0^* - n - x)} < 0$$

biçimindedir. Bu doğrunun üzerindeki noktalarda bütçe fazlası ve altındaki noktalarda bütçe açığı vardır. Bu yüzden bu doğrunun üzerindeki noktalarda borç stoku azalır, altındaki noktalarda ise borç stoku artar. Borç stokunun hareketi dikey konumlandırılmış oklar tarafından belirlenmektedir. Borç stabilizasyon kuralı ekonominin istikrarlı bir patika izlemesini garanti eder.



Şekil 10: Borçla Finanse Edilen Geçici Bir Vergi İndiriminin Etkileri

Borçla finanse edilen geçici bir vergi indiriminin etkileri Şekil 10'da gösterilmektedir. Başlangıçta ekonomi E_0 'da dengededir. Ekonomi dengede iken, hükümetin vergileri geçici olarak azalttığını varsayalım. Geçici vergi indirimi sonucunda ekonomi de bütçe açığı ($g > \tau_0$) oluşur ve kamu borç stoku artmaya başlar. Borç stokunun yükselmesiyle birlikte $\dot{b}(t) = 0$ ve $\dot{k}(t) = 0$ doğruları yukarı doğru kayar. Ancak şekilde 1 nolu okla gösterilen kayma ikincisinden daha büyüktür. Ekonominin yeni uzun dönem dengesi E_1 'de oluşur. Böylece geçici bir vergi indirimi uzun dönemde kamu borcunu, sermaye stokunu ve çıktıyı arttırır. Bu vergi indiriminin eş anlı etkileri ise tüketimin artması ve yatırımın azalmasıdır. Hem kısa hem de uzun dönem etkiler

Solow modelde geçici vergi indiriminin ekonomi üzerinde reel etkilerinin olduğuna işaret etmektedir. Bu nedenle Solow modelde RET geçersizdir (Heijdra, 2010:418).

2.1.2. Ramsey model ve Ramsey modelde maliye politikası

Bu model Ramsey'in 1928 yılında yayımlanan "Tasarrufun Matematiksel Bir Teorisi" (A mathematical theory of saving) isimli çalışmasına dayanmaktadır. Bu nedenle bu model Ramsey model olarak adlandırılmaktadır. Ancak Ramsey 1928 yılındaki çalışmasıyla modele adını vermiş olmasına rağmen, modelin ortaya çıkışı 1965 yılında Cass ve Koopmans tarafından bir birinden bağımsız olarak yapılan çalışmalarla mümkün olmuştur.

Ramsey modelde tasarruflar dışsal değildir. Ekonominin tüketim ve tasarruf patikası rekabetçi bir piyasada etkileşim içinde olan hanehalkları ve firmaların optimizasyonları tarafından belirlenmektedir (Barro ve Sala-i Martin, 2004:85). Bu bakımdan Ramsey model Solow modelin iki önemli eksikliğini, tasarrufların dışsal olması ve optimizasyonun bulunmaması, ortadan kaldırmaktadır. Bu modelde tasarruflar içseldir ve bireyler ve firmalar seçimlerini optimizasyon davranışı çerçevesinde yapar.

Tıpkı Solow modelde olduğu gibi bu modelin orijinalinde de ekonomi dışı kapalıdır ve hükümet bulunmamaktadır. Ancak modele kamu harcamaları ve vergiler dahil edilerek, maliye politikalarının etkileri mikro temelli bir çerçeve içerisinde analiz edilebilir. Ramsey modelde tasarrufların içsel olması ve optimizasyonun bulunması, maliye politikasının mikro temelli etkilerini analiz etmeyi mümkün kılmaktadır.

2.1.2.1. Ramsey modelin varsayımları

Ekonomide çok sayıda özdeş firma vardır. Her bir firma Solow modelindeki varsayımların tamamını sağlayan aşağıdaki üretim fonksiyonuna sahiptir.

$$Y(t) = F[K(t), A(t)L(t)]$$

Firmalar rekabetçi faktör piyasalarından emek ve sermaye kiralayarak homojen bir malı üretir ve bu malı rekabetçi bir çıktı piyasasında satarlar. Dolayısıyla ürünün fiyatı ve faktör fiyatları firmalar için veridir. Bununla birlikte, teknoloji de firmalar için veridir. Teknoloji Solow modelde olduğu gibi dışsal olarak x oranında büyür.

Firmaların sahipleri hanehalklarıdır ve firmalar karlarını maksimize etmeye çalışmaktadır. Son olarak üretim fonksiyonu ölçeğe göre sabit getiriye sahip olduğundan, firmaların ayrı ayrı ele alınması yerine, temsili bir firma ele alınmaktadır.

Yukarıdaki paragrafta Ramsey modelinin firmalara ilişkin varsayımları özetlenmiştir. Ramsey modelin diğer parçasını oluşturan hanehalkları ile ilgili varsayımlar ise bu paragrafta ortaya konulacaktır. Hanehalkları rekabetçi bir faktör piyasasında ücret karşılığı inelastik bir şekilde emek arz eder, varlıkları üzerinden faiz geliri elde eder, tüketimini gerçekleştirmek için mal satın alır ve varlıklarını biriktirerek tasarruf eder. Her bir hane halkı tam olarak bir birine özdeştir (Barro ve Sala-i Martin, 2004:86):

- Her bir hane halkı aynı tercih parametresine sahiptir.
- Bütün işçiler aynı marjinal verimliliğe sahip olduğundan hanehalklarının tamamı aynı ücret oranıyla karşı karşıyadır.
- Bütün hanehalklarının başlangıç sermayesi ($K(0)/H$) aynıdır.
- Her bir hane halkı aynı nüfus büyüme oranına (n) sahiptir.

Hanehalklarına ilişkin bu varsayımlar altında, modelde temsili bir hane halkı ele alınmaktadır. Bu temsili hane halkının yaşam boyu faydasını maksimize etmek için gelirini zamanın her bir anında tüketim ve tasarruf arasında dağıttığı varsayılmaktadır. Temsili hane halkının fayda fonksiyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır.

$$U = \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} u(C(t)) \frac{L(t)}{H} .dt \quad (1.58)$$

Burada U toplam faydayı, $C(t)$ hane halkının her bir üyesinin t anındaki tüketimini, $u(\cdot)$ anlık faydayı, ρ öznel indirgeme oranını ve $L(t)$ ekonomideki toplam nüfusu ifade etmektedir. Ayrıca $L(t)/H$ hane halkının içindeki üye sayısı ve $u(C(t))L(t)/H$ hane halkının t anındaki toplam faydasıdır.

Eşitlik (1.58)'de yer alan anlık fayda fonksiyonunun aşağıdaki biçimde olduğu varsayılmaktadır.

$$u(C(t)) = \frac{C(t)^{1-\phi}}{\phi}, \quad \phi > 0, \quad \rho - n - (1-\phi)x > 0 \quad (1.59)$$

Bu fonksiyonel form ekonominin dengeli büyüme patikasına yakınsamasını garanti eder. Sabit görel riskten kaçınma (constant-relative-risk-aversion) fayda fonksiyonu²⁹ olarak adlandırılan bu fonksiyon için görel riskten kaçınma katsayısı³⁰ ϕ tüketimden bağımsızdır (Romer, 2012:50).

Yukarıdaki anlık fayda fonksiyonu için dönemler arası ikame esnekliği görel riskten kaçınma katsayısının tersine eşittir. Çünkü bu fonksiyon da marjinal faydanın esnekliği görel riskten kaçınma katsayısına eşittir. Dolayısıyla bu fonksiyon için dönemler arası ikame esnekliği aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\text{Dönemler arası ikame esnekliği} = [\text{marjinal faydanın esnekliği}]^{-1} = \frac{1}{\phi}$$

Görel riskten kaçınma katsayısı tüketicinin tüketimini farklı dönemler arasında kaydırma arzusunı göstermektedir. Bu katsayı ne kadar büyükse (ϕ), dönemler arası ikame esnekliği ($1/\phi$) o kadar küçük olacak ve dolayısıyla hanhalklarının tüketimi dönemler arasında dağıtmaya daha fazla istekli olacaktır.

2.1.2.2. Temsili firmanın davranışı

Temsili firma zamanın her bir anında üretim yapmak için sermaye ve emek faktörü kiralar ve bu üretim faktörlerine kendi marjinal ürünleri kadar ödeme yapar. Ekonomi rekabetçi olduğundan ve üretim fonksiyonu ölçeğe göre sabit getiri gösterdiğinden, temsili firmanın karı sıfıra eşittir. Basitleştirici bir varsayım olarak, var olan sermayenin

²⁹ Bu fayda fonksiyonunun iç büyükey (concave) ve artan bir fonksiyon olduğu varsayılmaktadır. Yani $u'(C) > 0$ ve $u''(C) < 0$ dır. Bu fonksiyona ilişkin diğer bir varsayım, bu fonksiyonun Inada koşullarını sağladığı yönündedir. Bu varsayım matematiksel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\lim_{C \rightarrow 0} u'(C) = \infty, \quad \lim_{C \rightarrow \infty} u'(C) = 0$$

³⁰ Eşitlik (1.59)'daki anlık fayda fonksiyonun görel riskten kaçınma katsayısı aşağıdaki gibi bulunur.

$$\text{Görel Riskten Kaçınma Katsayısı} = \frac{-Cu''(C)}{u'(C)}$$

Eşitlik (1.59)'un birinci ve ikinci türevi alındığında aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$u'(C) = C^{-\phi}, \quad u''(C) = -\phi C^{-\phi-1}$$

Bu kısmi türevler yukarıdaki denklemde yerine konulduğunda, (1.59)'da verilen anlık fayda fonksiyonu için görel riskten kaçınma katsayısı

$$\text{Görel Riskten Kaçınma Katsayısı} = \frac{-C \cdot (-\phi C^{-\phi-1})}{C^{-\phi}} = \phi$$

şeklinde elde edilir. Dolayısıyla anlık fayda fonksiyonunda görel riskten kaçınma katsayısı marjinal faydanın esnekliğine eşittir.

aşınmadığı düşünülmektedir. Bu basitleştirici varsayımla birlikte δ sıfıra eşittir ve reel getiri oranı kazanca eşittir.

Çıktı ve faktör piyasaları rekabetçi olduğu için temsili firma her bir üretim faktörüne onların marjinal ürünleri kadar ödeme yapar. Temsili firma tarafından sermaye faktörüne yapılan ödeme sermayenin marjinal verimliliğine eşittir. Sermayenin marjinal verimliliği $\partial F(K, AL)/\partial K = f'(k)$ ya eşit olduğundan, reel faiz oranı

$$\begin{aligned} r &= MP_K \\ r &= f'(k) \end{aligned} \quad (1.60)$$

biçimindedir.

Benzer şekilde temsili firmanın emek faktörüne yaptığı ödeme emeğin marjinal verimliliğine eşittir. Emeğin marjinal verimliliği aşağıdaki gibi elde edilebilir.

$$\frac{\partial F(K, AL)}{\partial AL} = f(k) - f'(k)k \quad (1.61)$$

Dolayısıyla etkin emeğin reel ücreti aşağıdaki gibidir.

$$\begin{aligned} w &= MP_L \\ w &= f(k) - f'(k)k \end{aligned} \quad (1.62)$$

Eşitlik (1.62) etkin emeğin reel ücretini ifade etmektedir. Buradan emeğin reel ücreti aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\begin{aligned} A(t).w(t) &= A(t)[f(k) - f'(k)k] \\ W(t) &= A(t)[f(k) - f'(k)k] \end{aligned} \quad (1.63)$$

Burada $W(t)$ emeğin reel ücretidir.

2.1.2.3. Temsili hane halkının davranışı

Temsili hane halkı bütçe kısıtı altında yaşam boyu faydasını maksimize etmeyi amaçlamaktadır. Bu fayda maksimizasyon probleminde reel faiz oranı ve reel ücret düzeyi temsili hane halkı için veridir. Her iki değeri veri olarak kabul eden temsili hane halkının bütçe kısıtı; yaşam boyu tüketimin bu günkü değerinin yaşam boyu emek

gelirinin bu günkü değeri ile başlangıç servetinin toplamını aşamayacağını ifade etmektedir. Bütçe kısıtı matematiksel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\underbrace{\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} C(t) \frac{L(t)}{H} dt}_{\text{Temsili hane halkının yaşam boyu tüketiminin bu günkü değeri}} \leq \underbrace{\frac{K(0)}{H}}_{\text{Temsili hane halkının başlangıç serveti}} + \underbrace{\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} W(t) \frac{L(t)}{H} dt}_{\text{Temsili hane halkının emek gelirinin bu günkü değeri}} \quad (1.64)$$

Burada $R(t) = \int_{\tau=0}^t r(\tau) d\tau$ dir ve r anlık reel faiz oranını temsil etmektedir. Ayrıca $W(t)L(t)/H$ temsili hane halkının emek geliri, $C(t)L(t)/H$ temsili hane halkının tüketim harcaması ve $K(0)/H$ başlangıç servetini göstermektedir.

Temsili hane halkının eşitlik (1.64)'de ifade edilen bütçe kısıtının integralinin alınması mümkün değildir. Bu nedenle bütçe kısıtının temsili hane halkının elinde bulundurduğu sermayenin limit davranışı açısından yazılması daha uygundur. Eşitlik (1.64)'deki terimler tek tarafta toplanıp integrali $t=0$ dan $t=\infty$ a kadar bir limit olarak yazıldığında aşağıdaki sonuç elde edilebilir.

$$\lim_{s \rightarrow \infty} \left[\frac{K(0)}{H} + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [W(t) - C(t)] \frac{L(t)}{H} dt \right] \geq 0 \quad (1.65)$$

(1.65) nolu denklem temsili hane halkının s anında elinde bulundurduğu sermayenin aşağıdaki ifadeye eşit olduğunu ortaya koymaktadır.

$$\frac{K(s)}{H} = e^{R(s)} \frac{K(0)}{H} + \int_{t=0}^s e^{R(s)-R(t)} [W(t) - C(t)] \frac{L(t)}{H} dt \quad (1.66)$$

Burada $e^{R(s)} K(0)/H$ temsili hane halkının başlangıç servetinin s anındaki servetine katkısını, $[W(t)-C(t)]$ temsili hane halkının t anındaki tasarrufunu ve $e^{R(s)-R(t)}$ de temsili hane halkının tasarrufunun t anında s anına nasıl değiştiğini göstermektedir.

Eşitlik (1.66), (1.65)'in köşeli parantez içerisinde yer alan terimi ile $e^{R(s)}$ 'nin çarpımı sonucu elde edilmiştir. Dolayısıyla temsili hane halkının bütçe kısıtı aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\lim_{s \rightarrow \infty} e^{-R(s)} \frac{K(s)}{H} \geq 0 \quad (1.67)$$

(1.67) temsili hane halkının elinde bulundurduğu varlıkların bu günkü değerinin asimptotik olarak negatif olamayacağını ortaya koymaktadır. Başka bir ifadeyle, temsili hane halkının veri faiz oranından sonsuz bir şekilde borçlanarak keyfi bir tüketim patikasını finanse edemeyeceğini ifade etmektedir.

2.1.2.4. Temsili hane halkının fayda maksimizasyon problemi

Temsili hane halkı bütçe kısıtı altında yaşam boyu fayda fonksiyonunu maksimize etmeyi amaçlamaktadır. Hem bütçe kısıtının hem de yaşam boyu fayda fonksiyonunun etkin emek birimi başına ifade edilmesi modelin yorumlanmasını kolaylaştırır. Bu bakımdan öncelikle anlık fayda fonksiyonunu etkin emek birimi başına ifade etmek için $c(t)$ ' yi etkin emek birimi başına tüketim olarak tanımlayalım. Bu durumda emek birimi başına tüketim aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$C(t) = A(t)c(t) \quad (1.68)$$

Eşitlik (1.68) anlık fayda fonksiyonunda yerine konulduğunda, aşağıdaki sonuç elde edilir.³¹

$$\frac{C(t)^{1-\phi}}{1-\phi} = A(0)^{1-\phi} e^{(1-\phi)xt} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} \quad (1.69)$$

Eşitlik (1.69) ve $L(t) = L(0)e^{nt}$, (1.58)'de yerine yazıldığında etkin emek birimi açısından yaşam boyu fayda fonksiyonu aşağıdaki gibi elde edilir³²

³¹ Anlık fayda fonksiyonu eşitlik (1.59)'daki gibi ifade edilmektedir. Eşitlik(1.68) bu fonksiyonda yerine konulduğunda

$$\frac{C(t)^{1-\phi}}{1-\phi} = \frac{[A(t)c(t)]^{1-\phi}}{1-\phi}$$

sonucu elde edilir. Yukarıdaki eşitlikte $A(t)$ yerine $A(0)e^{nt}$ yazıldığında denklem (1.69) elde edilir.

$$\begin{aligned} \frac{C(t)^{1-\phi}}{1-\phi} &= \frac{[A(0)e^{nt}]^{1-\phi} c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} \\ &= A(0)^{1-\phi} e^{(1-\phi)nt} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} \end{aligned}$$

³² Yaşam boyu fayda fonksiyonu eşitlik(1.58)'de verilmektedir. Eşitlik(1.69) ve $L(t) = L(0)e^{nt}$ bu fonksiyonda yerine yazıldığında

$$U = V \cdot \int_{t=0}^{\infty} e^{-\gamma t} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} dt \quad (1.70)$$

Bütçe kısıtının etkin emek birimi cinsinden ifade edilmesi için, bütçe kısıtı denkleminde yer alan değişkenlerin her birinin etkin emek birimi şekline dönüştürülmesi gerekir. Dönüştürülen değişkenler eşitlik(1.64)'de yerine yazıldığında aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) \frac{A(t)L(t)}{H} dt \leq k(0) \frac{A(0)L(0)}{H} + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} w(t) \frac{A(t)L(t)}{H} dt \quad (1.71)$$

Denklem (1.71)'de gerekli düzenlemeler yapıldığında³⁴, bütçe kısıtı aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\begin{aligned} U &= \int_{t=0}^{\infty} e^{-\rho t} \left[A(0)^{1-\phi} e^{(1-\phi)\gamma t} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} \right] \cdot \frac{L(0)e^{\gamma t}}{H} dt \\ &= \frac{A(0)^{1-\phi}}{H} L(0) \int_{t=0}^{\infty} e^{-\overbrace{(\rho - \gamma - (1-\phi)\gamma)}^{\gamma > 0} t} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} dt \end{aligned}$$

ifadesi elde edilir. Burada $\frac{A(0)^{1-\phi}}{H} L(0)$, V olarak ve $(\rho - \gamma - (1-\phi)\gamma)$, γ olarak tanımlandığında eşitlik (1.70)'e ulaşılır.

$$U = V \cdot \int_{t=0}^{\infty} e^{-\gamma t} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} dt$$

³³ (1.71) nolu denklemde yer alan değişkenler aşağıdaki şekilde dönüştürülmüştür.

Temsili hane halkının t anındaki toplam tüketimi, etkin emek birimi başına tüketim ile temsili hane halkı içerisindeki etkin emek miktarının çarpımına eşittir.

$$C(t) \frac{L(t)}{H} = c(t) \frac{A(t)L(t)}{H}$$

Benzer şekilde t anındaki toplam emek geliri, etkin emek başına ücret ile temsili hane halkı içerisindeki etkin emek miktarının çarpımına eşittir

$$W(t) \frac{L(t)}{H} = w(t) \frac{A(t)L(t)}{H}$$

temsili hane halkının $t = 0$ anındaki serveti ise, başlangıç etkin emek birimi başına servet ve temsili hane halkı içerisindeki $t = 0$ anındaki etkin emek miktarının çarpımına eşittir.

$$\frac{K(0)}{H} = k(0) \frac{A(0)L(0)}{H}$$

³⁴ Denklem (1.71) de etkin emek miktarı yerine $A(0)L(0)e^{(n+\gamma)t}$ ifadesi yazıldığında

$$\frac{A(0)L(0)}{H} \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{(n+\gamma)t} dt \leq k(0) \frac{A(0)L(0)}{H} + \frac{A(0)L(0)}{H} \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{(n+\gamma)t} dt$$

yukarıdaki ifadenin her iki tarafı $H/A(0)L(0)$ ile çarpıldığında

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{(n+x)t} .dt \leq k(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{(n+x)t} .dt \quad (1.72)$$

Temsili hane halkı (1.72) nolu eşitlikte verilen bütçe kısıtı altında, (1.70)'deki yaşam boyu faydasını maksimize edecek optimum $c(t)$ patikasını araştırmaktadır. Bu maksimizasyon problemi Lagrange fonksiyonu kullanılarak çözülebilir. Burada amaç fonksiyonu yaşam boyu fayda fonksiyonu iken, kısıt denklemi bütçe kısıtı denklemdir. Tüketimin marjinal faydası daima pozitif olduğu için kısıt denklemi eşitlik biçiminde yazılabilir (Romer, 2012:55). Temsili hane halkının fayda maksimizasyon problemi için Lagrange fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$L = V \cdot \int_{t=0}^{\infty} e^{-\gamma t} \frac{c(t)^{1-\phi}}{1-\phi} .dt + \lambda \left[k(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{(n+x)t} .dt - \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{(n+x)t} .dt \right] \quad (1.73)$$

Eşitlik (1.73)'teki maksimizasyon problemi için birinci sıra koşul

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial c(t)} &= \gamma e^{-\gamma t} c(t)^{-\phi} - \lambda e^{-R(t)} e^{(n+x)t} = 0 \\ \gamma e^{-\gamma t} c(t)^{-\phi} &= \lambda e^{-R(t)} e^{(n+x)t} \end{aligned} \quad (1.74)$$

şeklindedir.

Eşitlik (1.74)'ün her iki tarafının logaritması ve daha sonra zamana göre türevi alındığında, bu maksimizasyon problemi için Euler denklemi aşağıdaki gibi elde edilir³⁵.

$$\frac{\mathcal{X}}{\mathcal{X}(0)\mathcal{X}(0)} \frac{\mathcal{X}(0)\mathcal{X}(0)}{\mathcal{X}} \left[\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{(n+x)t} .dt \leq k(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{(n+x)t} .dt \right]$$

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{(n+x)t} .dt \leq k(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} w(t) e^{(n+x)t} .dt$$

sonucu elde edilir

³⁵ Bu maksimizasyon probleminde Euler denkleminin ulaşmak için (1.74) nolu eşitliğin her iki tarafının logaritması alındığında aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$\ln \gamma - \gamma t - \phi \ln c(t) = \ln \lambda - \ln R(t) + (n+x)t$$

Yukarıdaki eşitliğin her iki tarafının zamana göre türevi alındığında

$$\frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{r(t) - \rho - \phi x}{\phi} \quad (1.75)$$

Modelde faktör piyasaları rekabetçi olduğundan, reel faiz oranı sermayenin marjinal verimliliğine eşittir. Bu nedenle eşitlik (1.75) reel faiz oranı yerine sermayenin marjinal verimliliği konularak aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\frac{\dot{c}(t)}{c(t)} = \frac{f'(k(t)) - \rho - \phi x}{\phi} \quad (1.76)$$

Ramsey modelin dinamiklerinin ortaya konulabilmesi için etkin emek birimi başına tüketimin zaman içindeki davranışının yanında, etkin emek birimi başına sermayenin zaman içindeki davranışının da bilinmesi gerekir. Etkin emek birimi başına sermayenin davranışı Solow modelinde tanımlandığı gibidir. Ancak burada sermayenin aşınmadığı basitleştirici varsayımı yapıldığından, δ sıfıra eşittir. Bu durumda etkin emek birimi başına sermayenin zaman içindeki hareketi aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\dot{k}(t) = f(k(t)) - c(t) - (n + x)k(t) \quad (1.77)$$

Ekonominin dinamikleri (1.76) ve (1.77) nolu eşitlikler ile ifade edilmektedir. Bu eşitlikler adi diferansiyel denklemler olduğundan, model doğrusal olmayan adi diferansiyel denklem sistemiyle ifade edilmektedir. Bu nedenle modelin dinamiklerinin ortaya konulabilmesi; ancak bu denklem sisteminin çözümüyle mümkündür. Denklem sisteminin çözümünde grafiksel çözüm tekniği benimsendiğinden, modelin dinamik özellikleri Şekil 11'deki faz diyagramlarıyla incelenebilir. Şekilde (1.76) nolu denklem

$$\begin{aligned} \gamma - \phi \frac{\partial \ln c(t)}{\partial c(t)} \cdot \frac{\partial c(t)}{\partial t} &= \frac{\partial R(t)}{\partial t} + (n + x) \\ \gamma - \phi \frac{1}{c(t)} \dot{c}(t) &= r(t) + (n + x) \\ \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} &= \frac{r(t) - (n + x) - \gamma}{\phi} \end{aligned}$$

sonucu elde edilir.

Yukarıdaki ifade de γ 'nın 32 nolu dipnotta verilen değeri yerine konulduğunda eşitlik (1.75)' e ulaşılır.

$$\begin{aligned} \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} &= \frac{r(t) - \alpha - \alpha - \rho + \alpha + \alpha - \phi x}{\phi} \\ \frac{\dot{c}(t)}{c(t)} &= \frac{r(t) - \rho - \phi x}{\phi} \end{aligned}$$

bir doğru ile temsil edilirken, (1.77) nolu denklem bir eğri ile gösterilmektedir. Şekilde $\dot{c}=0$ doğrusu (1.76) nolu eşitlik sıfıra eşitlenerek aşağıdaki gibi elde edilir.

$$f'(k(t)) = \rho + \phi x \quad (1.78)$$

Eşitlik (1.78) etkin emek birimi başına tüketimden bağımsız olduğu için $\dot{c}=0$ dik bir doğrudur. Benzer şekilde $\dot{k}=0$ eşitlik (1.77) sıfıra eşitlenerek aşağıdaki gibi bulunur.

$$c(t) = f(k(t)) - (n + x)k(t) \quad (1.79)$$

$\dot{k}=0$ eğrisinin eğimi

$$\left. \frac{\partial c(t)}{\partial k(t)} \right|_{k=k^*} = \gamma > 0 \quad (1.80)$$

şeklindedir³⁶. Dolayısıyla $\dot{k}=0$ eğrisi başlangıçta pozitif eğime sahiptir. Eğrinin eğimindeki değişim, (1.79)'un $k(t)$ 'ye göre ikinci dereceden kısmi türevi alınarak aşağıdaki gibi elde edilir.

$$\left. \frac{\partial^2 c(t)}{\partial k^2(t)} \right|_{k=k^*} = f''(k(t)) < 0 \quad (1.81)$$

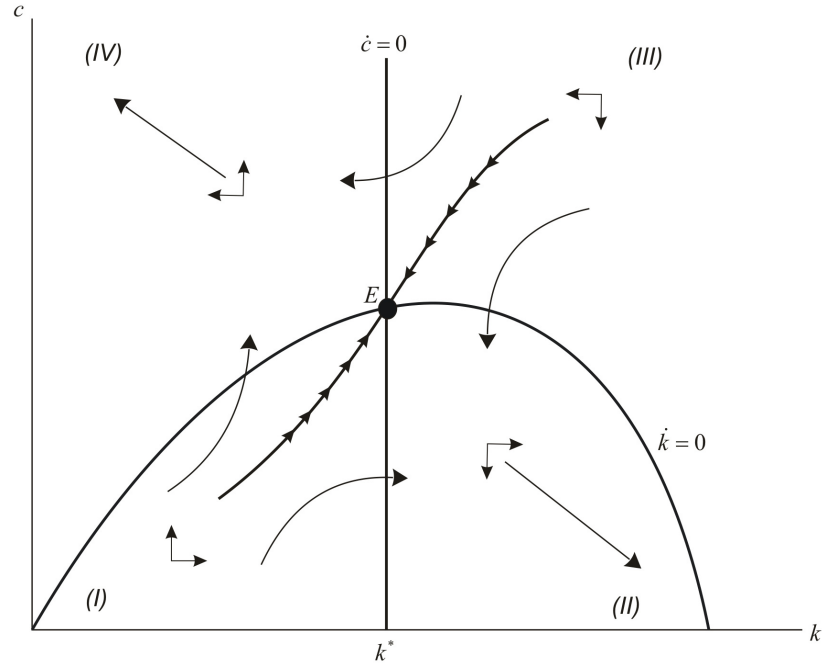
(1.80) ve (1.81) nolu eşitlikler $\dot{k}=0$ eğrisinin iç bükey (concave) bir şekle sahip olduğunu ortaya koymaktadır.

³⁶ Eşitlik (1.80) aşağıdaki gibi elde edilmiştir. (1.79)' un $k(t)$ ye göre kısmi türevi $\left. \frac{\partial c(t)}{\partial k(t)} \right|_{k=k^*} = f'(k(t)) - n - x$ biçimindedir. Bu eşitlikte $f'(k(t))$ yerine (1.78) deki ifade konulduğunda aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$\left. \frac{\partial c(t)}{\partial k(t)} \right|_{k=k^*} = \rho + \phi x - n - x$$

Yukarıdaki ifade de gerekli düzenlemeler yapıldığında $\left. \frac{\partial c(t)}{\partial k(t)} \right|_{k=k^*} = \rho - n - (1-x)\phi$ sonucuna ulaşılır. Bu eşitliğin sağ tarafı 32 nolu dipnotta tanımlanan γ 'ya eşittir. Dolayısıyla yukarıdaki ifade aşağıdaki biçime dönüşür.

$$\left. \frac{\partial c(t)}{\partial k(t)} \right|_{k=k^*} = \gamma > 0$$



Şekil 11. Ramsey Modelin Temel Grafiği

Şekil 11’de $\dot{c}=0$ doğrusu ve $\dot{k}=0$ eğrisi c - k uzayını dört bölgeye ayırmaktadır. Ekonomi $\dot{c}=0$ doğrusu ve $\dot{k}=0$ eğrisinin kesiştiği E noktasında durağan durum dengesindedir. Bir numaralı bölgede okların kesişim noktası yüzünü durağan durum dengesine çevirmiştir. Başlangıç etkin emek birimi başına sermaye ve tüketim miktarları tam da bu kesişim noktası üzerinde ise ekonomi E noktasındaki durağan duruma doğru hareket eder. Benzer şekilde üç numaralı bölgede okların kesişim noktası yüzünü durağan durum dengesine çevirmiştir. Bu bölgede de ekonomi başlangıçta okların kesişim noktası üzerinde ise, durağan durum dengesine yakınsayacaktır. Üçüncü ve dördüncü bölgelerde, okların kesişim noktası sırtını durağan durum dengesine dönmüştür. Ekonomi başlangıçta bu kesişim noktalarından herhangi biri üzerinde ise, ekonomi durağan durum dengesinden uzaklaşan bir patika izler. Dolayısıyla Şekil 11’deki oklar modelin eyer patikası istikrarlı olduğunu ortaya koymaktadır. Başka bir ifadeyle, ekonomi başlangıçta eyer patikası üzerinde ise durağan duruma yakınsayacaktır. Ancak ekonomi başlangıçta eyer patikası dışındaki herhangi bir nokta da ise durağan duruma yakınsamayacaktır.

2.1.2.5. Ramsey modelde maliye politikası

Kamu harcamaları ve vergiler modele dahil edilerek Ramsey model bağlamında maliye politikasının etkileri ele alınabilir. Bu etkilerin incelenebilmesi için kamu harcamalarına ilişkin aşağıdaki varsayımlar yapılmaktadır.

- (i) Kamu harcamaları özel tüketimden elde edilen faydayı etkilememektedir.
- (ii) Kamu harcamaları gelecekteki çıktıyı etkilememektedir. Başka bir ifadeyle kaynaklar kamu yatırımlarından ziyade kamu tüketimine tahsis edilmektedir.
- (iii) Kamu harcamaları etkin emek birimi başına götürü vergiyle finanse edilmektedir. Dolayısıyla hükümet daima denk bir bütçeyle çalışmaktadır.

Yukarıdaki varsayımlar altında kamu harcamalarının modele dahil edilmesiyle etkin emek birimi başına sermayenin zaman içindeki hareketini temsil eden denklem (1.77) aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\dot{k}(t) = f'(k(t)) - c(t) - g(t) - (n+x)k(t) \quad (1.82)$$

Burada $g(t)$ etkin emek birimi başına kamu harcamasıdır.

Etkin emek birimi başına sermayenin zaman içindeki hareketi son değişikliklerle birlikte etkin emek birimi başına kamu harcamasına da bağlıdır. Dolayısıyla kamu harcamasındaki bir artış etkin emek birimi başına sermaye birikiminin değişmesine neden olacaktır.

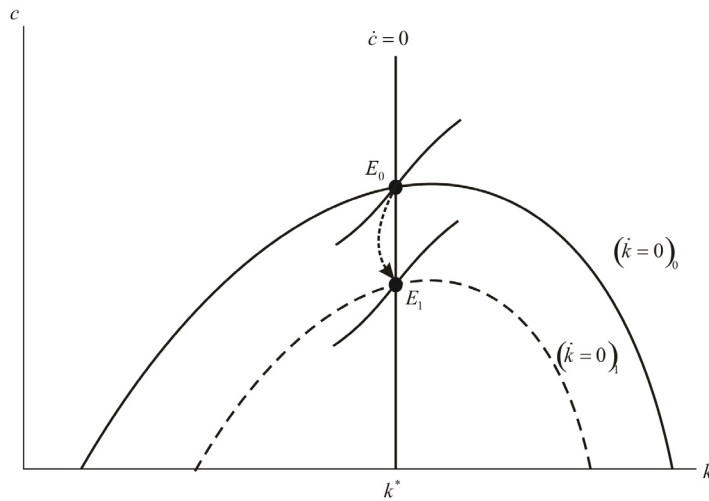
Kamu harcamaları hane halkının tercihlerini etkilemediğinden, eşitlik (1.76)'da verilen Euler denkleminde herhangi bir değişim olmaz. Bu nedenle kamu harcamaları değiştiğinde tüketimin dinamiğini temsil eden $\dot{c}=0$ doğrusunda bir değişim ortaya çıkmaz. Diğer taraftan kamu harcamaları götürü vergilerle finanse edildiği için bu harcamaların modele dahil edilmesiyle birlikte denklem (1.72)'de verilen hane halkının bütçe kısıtı aşağıdaki gibi değişir.

$$\int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} c(t) e^{(n+x)t} .dt \leq k(0) + \int_{t=0}^{\infty} e^{-R(t)} [w(t) - g(t)] e^{(n+x)t} .dt \quad (1.83)$$

Kamu harcamalarının tamamı götürü vergilerle finanse edildiğinden, temsili hanehalkının ücret geliri kamu harcamalarındaki artış miktarı kadar azaltılmalıdır. Denklem (1.83)'de $g(t)$ aynı zamanda götürü vergiyi ifade etmektedir. Çünkü kamu harcamalarındaki artış miktarıyla götürü vergi miktarı birbirine eşittir.

2.1.2.5.1. Kamu harcamalarındaki kalıcı bir artışın etkileri

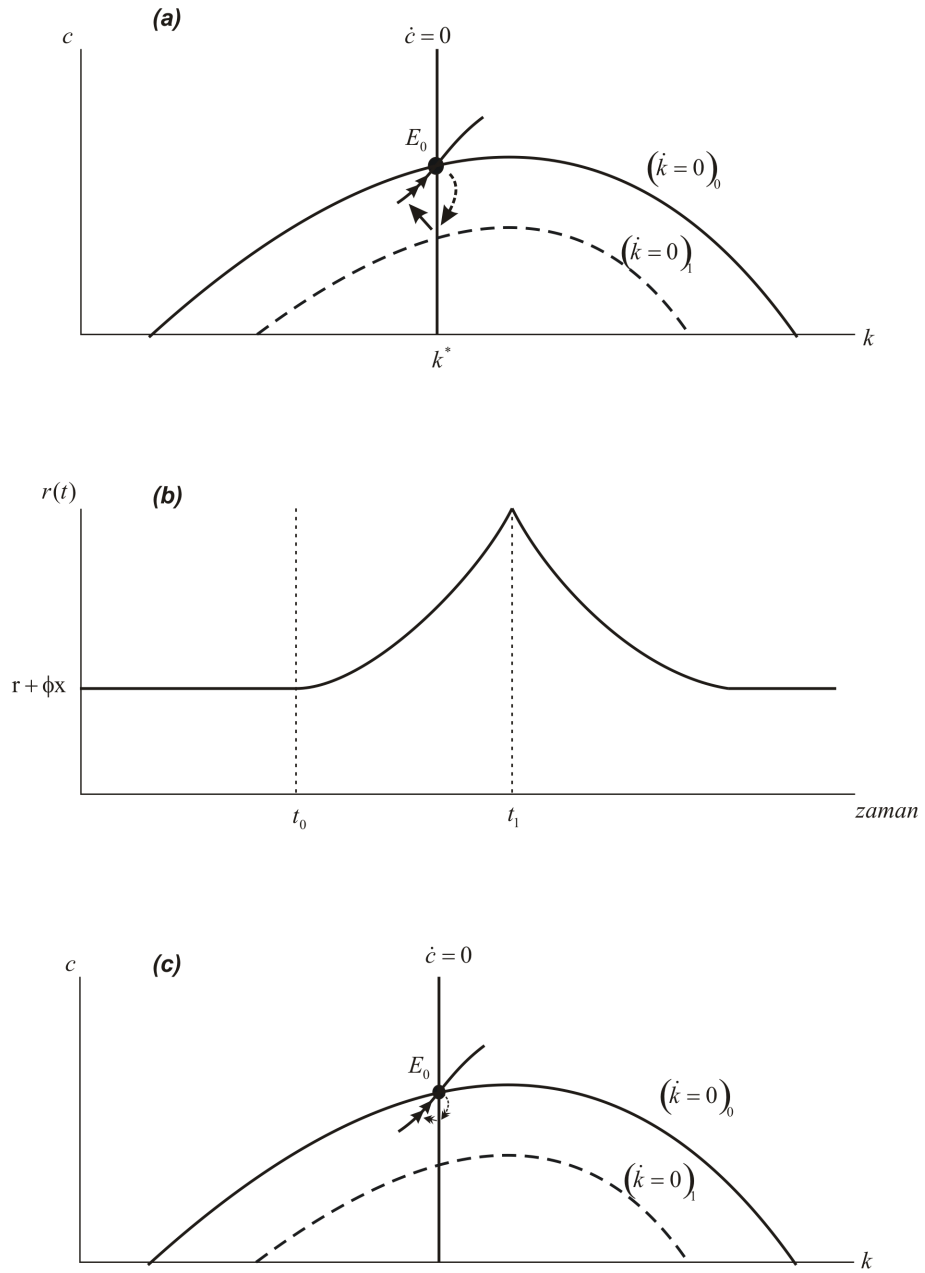
Kamu harcamalarındaki kalıcı bir artışın etkileri Şekil 12'de gösterilmektedir. Başlangıçta kamu harcaması g^d düzeyinde sabittir ve ekonomi E_0 noktasında durağan durum dengesinde. Böyle bir durumda iken, kamu harcamalarında g^d 'den g^y 'ye beklenmedik kalıcı bir artış olduğunda $\dot{k}=0$ eğrisi aşağı doğru kayar. Euler denklemi kamu harcamalarındaki değişmelerden etkilenmediği için $\dot{c}=0$ doğrusunda herhangi bir değişim ortaya çıkmaz. Sonuçta ekonominin yeni durağan durum dengesi E_1 'de sağlanır. Kamu harcamalarındaki kalıcı artış götürü vergilerle finanse edildiğinde, temsili hanehalkının yaşam boyu geliri azalır. Bu negatif gelir etkisi altında temsili hanehalkı tüketimini kamu harcamalarındaki artış miktarı kadar azaltır. Şokun kalıcılığı ne kadar büyükse tüketimdeki azalmada o kadar büyük olacaktır. Bununla birlikte zaman içinde tüketimde herhangi bir düzelme ortaya çıkmamaktadır. Çünkü bireylerin boş zaman tüketimi ve emek arzına ilişkin kararları bu modelde dışsaldır. Sonuçta kamu harcamalarındaki kalıcı bir artış tüketimin tam dışlanması neden olurken, sermaye stokunda ve dolayısıyla reel faiz oranında herhangi bir değişime yol açmaz (Romer, 2012:72).



Şekil 12. Kamu Harcamalarındaki Kalıcı Bir Artışın Etkileri

2.1.2.5.2. Kamu harcamalarındaki geçici bir artışın etkileri

Kamu harcamalarındaki geçici bir artışın etkileri Şekil 13'de gösterilmektedir. Bu şeklin a panelinde, kamu harcamalarında nispi olarak uzun süreli bir artışın olduğu durum ele alınırken, c panelinde kamu harcamalarındaki kısa süreli artışın etkileri gösterilmektedir. Son olarak bu şeklin b paneli kamu harcamalarındaki geçici artışın reel faiz üzerindeki etkisini göstermektedir.



Şekil 13: Kamu Harcamalarındaki Geçici Bir Artışın Etkileri ve Reel Faiz Oranı

Şekil 13'ün (a) panelinde ekonomi başlangıçta E_0 durağan durum dengesindedir. Kamu harcamalarında geçici, fakat nispeten uzun süreli bir artış olduğunda $\dot{k}=0$ eğrisi aşağı doğru kayar. Temsili hane halkının tüketimi neredeyse kamu harcamalarındaki artış miktarı kadar azalır. Kamu harcamalarındaki artış kalıcı olmadığı için sermaye stoku da azalır. Kamu harcamaları eski düzeyine dönmeye başladığında, temsili hane halkının tüketimi artmaya başlar. Ekonomi eski dengeli büyüme patikasına girer ve zamanla E_0 durağan durum dengesine doğru hareket eder.

Şekil 13'ün b paneli kamu harcamalarındaki geçici artışın reel faiz üzerindeki etkisini göstermektedir. Rekabetçi faktör piyasaları varsayımından, reel faiz oranı sermayenin marjinal verimliliğine eşit olduğundan ($r(t) = f'(k(t))$), reel faiz oranı etkin emek birimi başına sermayedeki değişmelere bağlıdır. Kamu harcamalarının yüksek olduğu dönemde, k azaldığı için reel faiz oranı aşamalı olarak artar. Kamu harcamaları eski düzeyine dönmeye başladığında, k 'nın kademeli olarak artmasıyla birlikte reel faiz oranı azalarak eski düzeyine döner (Romer, 2012:74).

Şekil 13'ün (c) panelinde kamu harcamalarındaki kısa süreli geçici bir artışın etkileri gösterilmektedir. Kamu harcamaları çok kısa bir süre için yüksek olduğundan, temsili hane halkı tüketimini daha az azaltır. Benzer şekilde sermaye stokundaki azalma ve reel faiz oranındaki artışta daha küçük olur.

2.1.3. Genişletilmiş Ramsey model ve maliye politikası şokları

Genişletilmiş Ramsey modelde basit modelin aksine, hanehalklarının emek arzına ilişkin kararları içseldir. Başka bir ifadeye genişletilmiş modelde, hanehalkları boş zaman tüketimi ve emek arzını optimal olarak seçmektedir. Yani hanehalklarının fayda fonksiyonu mal tüketimine ve boş zaman tüketimine bağlıdır. Buna karşın basit modelde hanehalklarının faydası yalnızca mal tüketimine bağlıdır. Dolayısıyla basit modelde, emek arzının dışsal olduğu ve sabit bir oranda büyüdüğü varsayılmaktadır.

RBC modelleri Ramsey modelin içsel emek arzıyla genişletilmiş hali olduğundan, Genişletilmiş Ramsey model bir RBC modelidir (McGrattan, 2008:14274). Dolayısıyla bu modelin öngörülleri Reel Konjonktür Teorisi'nin öngörülerini temsil etmektedir. Maliye politikasının etkileri bağlamında, genişletilmiş ramsey modelin öngörülleri; reel konjonktür teorisinin öngörüleridir.

Genişletilmiş modelde hanehalklarının emek arz kararlarının içselleştirilmesiyle, maliye politikasının etkileri de farklılaşmıştır. Bu bakımdan basit model ile genişletilmiş model arasındaki temel fark, maliye politikasının hane halkının emek arzını dolayısıyla istihdamı ve ücretleri etkilemesidir. Basit modelde maliye politikasının emek arzı, istihdam ve ücret üzerinde etkisi yoktur.

Basit modelde olduğu gibi genişletilmiş modelde de, temsili firma hanehalklarından üretim girdilerini kiralar ve çıktı üretir. Hükümet vergi toplar ve harcama yapar. Ekonomideki bütün ajanlar mükemmel öngörüye sahiptir. Bunun yanı sıra, genişletilmiş modelde nüfusun büyümesi dikkate alınmamaktadır.

2.1.3.1. Hane halkının davranışı

Temsili hane halkı gerek bu gün gerekse de gelecek için mal ve boş zaman tüketimiyle ilgili optimal kararlar almaya çalışır. Bu kararları almaya çalışırken, temsili hane halkının karşı karşıya olduğu kısıtlardan birisi zaman kısıtıdır. Yani temsili hane halkı veri ücret düzeyinden piyasada çalışarak ya da boş zaman tüketerek geçirebileceği kısıtlı bir zamana sahiptir. Temsili hane halkının yaşam boyu fayda fonksiyonu aşağıdaki gibidir.

$$\Lambda(t) = \int_t^{\infty} \Phi(\tau) e^{\rho(t-\tau)} d\tau \quad (1.84)$$

Burada $\Phi(\tau)$ anlık fayda fonksiyonudur.

Basit modelde bu fonksiyon sadece tüketime bağlıdır. Buna karşın genişletilmiş modelde, mal tüketimine ve boş zaman tüketimine bağlıdır. Dolayısıyla genişletilmiş modelin anlık fayda fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\Phi(\tau) = \varepsilon_c \ln C(\tau) + (1 - \varepsilon_c) \frac{[1 - L(\tau)]^{\frac{1}{\sigma_L}}}{1 - \frac{1}{\sigma_L}}, \quad \sigma_L > 0 \quad (1.85)$$

Burada $C(\tau)$ mal tüketimini, $1 - L(\tau)$ boş zaman tüketimini ve σ_L emek arzının ikame esnekliğini ifade etmektedir.

Eşitlik (1.84)'deki yaşam boyu faydasını maksimize etmeyi amaçlayan temsili hane halkının dinamik bütçe özdeşliği³⁷ aşağıdaki gibidir.

$$\dot{A}(\tau) \equiv r(\tau)A(\tau) + w(\tau)L(\tau) - T(\tau) - C(\tau) \quad (1.86)$$

Burada $A(\tau)$ temsili hane halkının finansal varlığını, $L(\tau)$ emek arzını, $T(\tau)$ reel götürü vergiyi, $w(\tau)$ reel ücreti, $C(\tau)$ tüketimi ve $r(\tau)$ reel faiz oranını temsil etmektedir.

Temsili hane halkı finansal varlıklarından faiz geliri ve emek arzı karşılığında ücret geliri elde etmektedir. Bu geliriyle tüketim ve tasarruf yapmaktadır. Ayrıca hükümete vergi ödemektedir.

Temsili hane halkı eşitlik (1.84)'deki yaşam boyu faydasını maksimize etmeyi amaçlamaktadır. Başka bir ifadeyle yaşam boyu faydasının maksimum olmasını sağlayacak tüketim ve emek arzı patikasını araştırmaktadır. Veri başlangıç varlıkları altında, temsili hane halkı eşitlik (1.85)'de verilen bütçe özdeşliği ve asimptotik bitiş koşulu kısıtları ile karşı karşıyadır. Dolayısıyla temsili hane halkının maksimizasyon problemini aşağıdaki gibi yazabiliriz.

$$\begin{aligned} \text{Max} \quad \Lambda(t) &= \int_t^{\infty} \Phi(\tau) e^{\rho(t-\tau)} d\tau \\ \dot{A}(\tau) &\equiv r(\tau)A(\tau) + w(\tau)L(\tau) - T(\tau) - C(\tau) \\ \lim_{\tau \rightarrow \infty} A(\tau) &\geq 0 \end{aligned} \quad (1.87)$$

Temsili hane halkının yukarıdaki maksimizasyon problemi için Hamiltonyan aşağıdaki gibidir.

$$\begin{aligned} H_C(\tau) &\equiv \varepsilon_c \ln C(\tau) + (1 - \varepsilon_c) \frac{[1 - L(\tau)]^{1 - \frac{1}{\sigma_L}}}{1 - \frac{1}{\sigma_L}} \\ &+ \mu(\tau) [r(\tau)A(\tau) + w(\tau) - T(\tau) - C(\tau) - w(\tau)[1 - L(\tau)]] \end{aligned} \quad (1.88)$$

³⁷ Bu bütçe özdeşliği basit modelde olduğu gibi, asimptotik bitiş koşulunu sağlamaktadır. Yani $\lim_{\tau \rightarrow \infty} A(\tau) \geq 0$ dır. Bu asimptotik bitiş koşulu, temsili hane halkının varlıklarının bu günkü değerinin asimptotik olarak negatif olmayacağını ifade etmektedir.

Denklem (1.88)'de üç tür değişken bulunmaktadır. Bunlar durum değişkeni(state variable), eş durum değişkeni (co-state variable) ve kontrol değişkenidir (control variable). Bu maksimizasyon probleminde durum değişkeni $A(t)$, eş durum değişkeni $\mu(\tau)$ ve kontrol değişkenleri $C(\tau)$ ve $(1-L(\tau))$ dır.

Eşitlik (1.88)'de verilen maksimizasyon problemi için birinci sıra koşullar aşağıdaki gibidir.

$$\frac{\partial H}{\partial C} = 0 \Rightarrow \frac{\varepsilon_c}{C(\tau)} - \mu(\tau) = 0 \quad (1.89)$$

$$\frac{\partial H}{\partial [1-L(\tau)]} = 0 \Rightarrow \frac{1-\varepsilon_c}{[1-L(\tau)]^{\frac{-1}{\sigma_L}}} - \mu(\tau)w(\tau) = 0 \quad (1.90)$$

$$\dot{\mu}(t) = \frac{\partial H}{\partial A} \Rightarrow \dot{\mu}(t) = \mu(t)[\rho - r(\tau)] \quad (1.91)$$

$$\lim_{\tau \rightarrow \infty} e^{\rho(t-\tau)} \mu(t) \geq 0, \quad \lim_{\tau \rightarrow \infty} e^{\rho(t-\tau)} \mu(t) A(\tau) = 0^{38} \quad (1.92)$$

Yukarıdaki eşitliklerde gerekli düzenlemeler yapıldığında temel birinci sıra koşullar aşağıdaki gibi elde edilir³⁹.

$$\begin{aligned} \frac{C(\tau)}{[1-L(\tau)]^{\frac{-1}{\sigma_L}}} \frac{1-\varepsilon_c}{\varepsilon_c} &= w(\tau) \\ MRS_{C,(1-L(\tau))} &= w(\tau) \end{aligned} \quad (1.93)$$

³⁸ Bu koşul enlemsel bitiş koşulu (Transversality Condition) olarak adlandırılır. Diferansiyel denklem sisteminin çözülebilmesi için bir başlangıç değerine ya da bitiş değerine gerek vardır. Bu şart eş durum değişkeni içinde bir başlangıç ya da bitiş değeri tanımlamayı gerektirmektedir. (1.92) nolu ifade eş durum değişkeni için bitiş değerini tanımlamaktadır.

³⁹ (1.89) nolu eşitlik (1.90)'da yerine konulduğunda (1.93) elde edilir.

$$\frac{C(\tau)}{[1-L(\tau)]^{\frac{-1}{\sigma_L}}} \frac{1-\varepsilon_c}{\varepsilon_c} = w(\tau)$$

Eşitlik (1.94) ün elde edilmesi için (1.89)'un logaritması ve daha sonra zamana göre türevi alınır.

$$\ln \varepsilon_c + \ln C(\tau) = \ln \mu(\tau)$$

$$\frac{\partial \ln \varepsilon_c}{\partial \tau} + \frac{\partial \ln C(\tau)}{\partial \tau} = \frac{\partial \ln \mu(\tau)}{\partial \tau} \Rightarrow \frac{\dot{C}(\tau)}{C(\tau)} = \frac{\dot{\mu}(\tau)}{\mu(\tau)}$$

Yukarıdaki ifade (1.91)'de yerine konulduğunda (1.94) elde edilir.

$$\frac{\dot{C}(\tau)}{C(\tau)} = r(\tau) - \rho$$

$$\frac{\dot{C}(\tau)}{C(\tau)} = r(\tau) - \rho \quad (1.94)$$

Birinci sıra koşullardan ilki (1.93) boş zaman ve tüketim arasındaki marjinal ikame oranının her bir dönem için ücrete eşit olması gerektiğini ifade etmektedir. Bu her bir dönemde alınan statik bir karardır. Çözümün dinamik kısmı (1.94)'deki Euler denklemidir. Bu denkleme göre, reel faiz oranı öznel indirgeme oranından büyük olduğu müddetçe, temsili hane halkı pozitif eğimli bir tüketim profilini tercih edecektir. Ters durumda negatif eğimli tüketim profili tercih edilecektir.

2.1.3.2. Firmanın davranışı

Temsili firma rekabetçi faktör piyasasından kiraladığı emek ve sermayeyi kullanarak homojen bir ürünü üretir ve bu ürünü rekabetçi çıktı piyasasında satar. Hem faktör hem de çıktı piyasası rekabetçi olduğu için aşırı kar sıfırıdır. Temsili firmanın aşağıdaki Cobb-Douglas türü üretim fonksiyonuna sahip olduğu varsayılmaktadır.

$$Y(\tau) = F(K(\tau), L(\tau)) = Z_0 L(\tau)^{\varepsilon_L} K(\tau)^{1-\varepsilon_L} \quad (1.95)$$

Burada Z_0 genel bir verimlilik indeksi, $Y(\tau)$ toplam çıktı, $L(\tau)$ emek, $K(\tau)$ sermayedir.

Temsili firmanın borsa değeri nakit akımının net şimdiki değerine eşittir. Bu aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$V(\tau) = \int_t^{\infty} [Y(\tau) - w(\tau)L(\tau) - I(\tau)] e^{-R(t,\tau)} d\tau \quad (1.96)$$

Burada $R(t, \tau) = \int_t^{\tau} R(s) ds$ indirgeme faktörünü ve $I(\tau)$ brüt yatırımı temsil etmektedir.

Basit modelde basitleştirici varsayım olarak sermayenin aşınmadığı varsayılmaktaydı. Genişletilmiş modelde bu basitleştirici varsayım terk edilmiştir. Bu nedenle sermayenin zaman içindeki evrimi aşağıdaki gibidir.

$$\dot{K}(\tau) = I(\tau) - \delta K(\tau) \quad (1.97)$$

Temsili firma eşitlik (1.97)'deki sermaye birikim kısıtı altında (1.96)'daki borsa değerini maksimize etmeye çalışmaktadır. Yatırım üzerinde uyarlama maliyetleri olmadığı için firmanın ne kadar emek ve sermaye kiralayacağına ilişkin kararı statik bir karardır. Bu nedenle firma her bir üretim faktörüne kendi marjinal verimliliği kadar ödeme yaparak karını maksimize eder. Dolayısıyla firmanın kar maksimizasyon koşulu aşağıdaki gibidir.

$$\frac{\partial Y(\tau)}{\partial L(\tau)} = w(\tau), \quad \frac{\partial Y(\tau)}{\partial K(\tau)} = r(\tau) + \delta \quad (1.98)$$

2.1.3.3. Denge ve birim esnek model

Kapalı bir ekonomide çıktı özel tüketim, kamu tüketimi ya da yatırım için kullanılabilir. Bu nedenle kapalı ekonomide mal piyasası denge koşulu aşağıdaki gibidir.

$$Y(\tau) = C(\tau) + G(\tau) + I(\tau) \quad (1.99)$$

Genişletilmiş modelin son denklemi kamu bütçe kısıtını tanımlamaktadır. Kamu harcamaları temsili hane halkından toplanan götürü vergilerle karşılanmaktadır. Dolayısıyla genişletilmiş modelin kamu bütçe kısıtı aşağıdaki gibidir.

$$G(\tau) = T(\tau) \quad (1.100)$$

Burada emek arzının ikame esnekliğinin bire eşit olduğu özel durum ele alınmaktadır. Modelin bu özel biçimi birim esnek model olarak adlandırılır. Reel konjonktür teorisi literatüründe genellikle birim esnek model kullanılır. Çünkü bu modelin yorumlanması ve analiz edilmesi oldukça kolaydır (Heijdra, 2010:498). Emek arzının ikame esnekliğinin bire eşit olduğunun varsayılmasıyla genişletilmiş modelin denklemleri değişecektir. Birim esnek modelin denklemleri, $\sigma_L = 1$ olarak kabul edilerek Tablo 2' deki gibi elde edilmiştir.

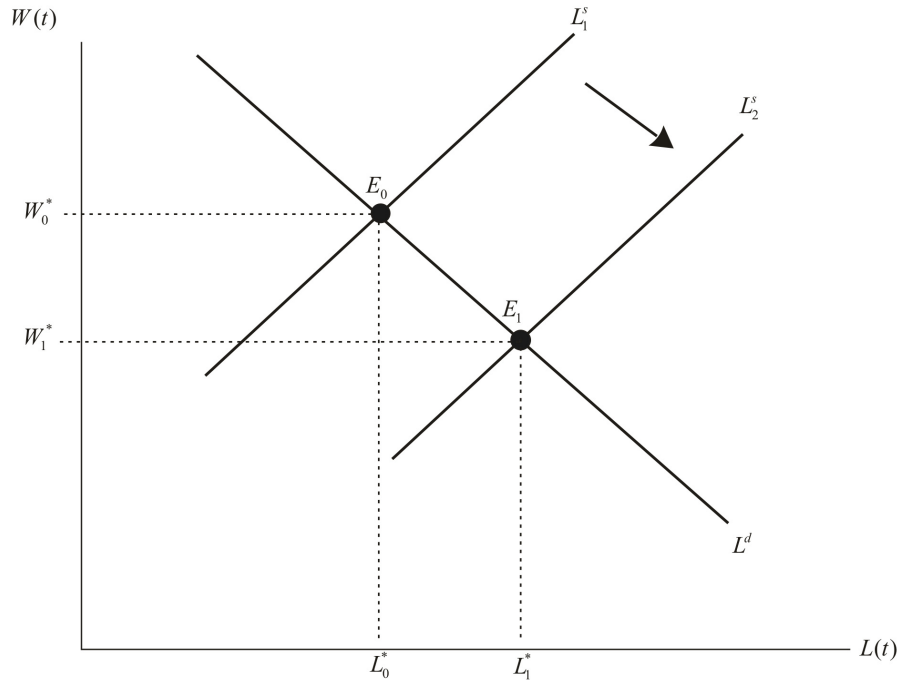
Tablo 2. Birim Esnek Modelin Denklemleri

$$\begin{aligned}\dot{K}(\tau) &= I(\tau) - \delta K(\tau) \\ \frac{\dot{C}(\tau)}{C(\tau)} &= r(\tau) - \rho \\ G(\tau) &= T(\tau) \\ W(\tau) &= \varepsilon_L \frac{Y(\tau)}{L(\tau)} \\ r(\tau) + \delta &= (1 - \varepsilon_L) \frac{Y(\tau)}{K(\tau)} \\ Y(\tau) &= C(\tau) + G(\tau) + I(\tau) \\ W(\tau)[1 - L(\tau)] &= \frac{1 - \varepsilon_C}{\varepsilon_C} C(\tau) \\ Y(\tau) &= Z_0 L(\tau)^{\varepsilon_L} K(\tau)^{1 - \varepsilon_L}\end{aligned}$$

Birim esnek modelin faz diyagramı Şekil 14’de gösterilmektedir⁴⁰. Bu diyagramda $\dot{K} = 0$ doğrusu (C,K) uzayında net yatırımın sıfır olduğu tüketim ve sermaye kombinasyonlarını göstermektedir. Bu doğrunun üzerindeki noktalarda net yatırım negatif, altındaki noktalarda ise pozitifdir. Bu dinamik etkiler faz diyagramında yatay oklarla gösterilmektedir.

$\dot{C} = 0$ doğrusu (C,K) uzayında tüketimin zaman içinde sabit olduğu, reel faiz oranının öznel indirgeme oranına eşit olduğu, tüketim ve sermaye kombinasyonlarını temsil etmektedir. Bu doğrunun üzerindeki noktalarda tüketim azalır, altındaki noktalarda tüketim artar. Tüketimin zaman içindeki hareketi faz diyagramında dikey oklarla gösterilmektedir.

⁴⁰ Birim esnek modelin faz diyagramının tam türetimi için Heijdra (2010) on beşinci bölüm Ek A’ya bakılabilir.



Şekil 16. Maliye Politikası Şokunun İstihdam Üzerindeki Etkileri

Maliye politikası sonucu istihdamdaki artış toplam çıktının genişlemesine ve sermayenin marjinal verimliliğinin artmasına yol açmıştır. Sermaye stoku kısa dönemde sabit olmasına rağmen, sermayenin marjinal verimliliği arttığı için reel faiz oranı artar⁴¹. Reel faiz oranındaki bu artış ise hem tüketimin hem de yatırım-tasarrufun artmasına neden olmuştur. Bu nedenle sermaye stoku ve tüketim geçişsel dönemde yükselmeye başlamıştır. Sermaye stoku ve tüketimdeki artış eyer patikası boyunca A_1 'den yeni durağan duruma doğru aşamalı hareketle gösterilmektedir. Sonuçta yeni durağan durumda sermaye stoku artmış, tüketim azalmıştır. Bireyler maliye politikası şokuna sermaye stoku biriktirerek ve daha çok emek arz ederek reaksiyon gösterdiklerinden, durağan durum çıktı düzeyi artmış, özel tüketimdeki dışlama daha küçük olmuştur (Heijdra, 2010:502).

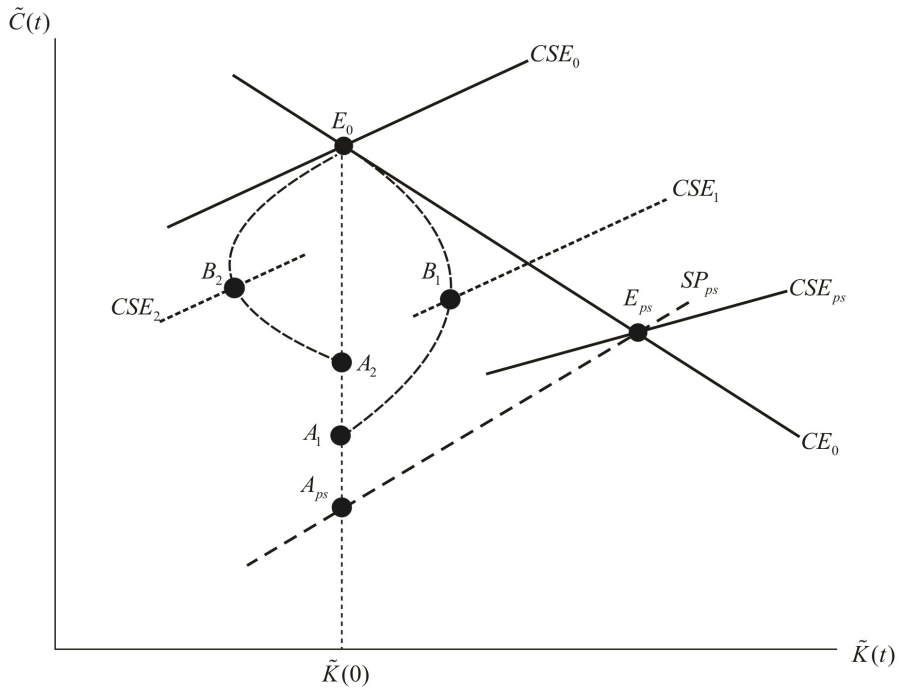
⁴¹ Burada kamu harcamalarındaki artış kalıcı olmasına rağmen faktör fiyatlarındaki hareketler geçicidir. Reel faiz oranı ve ücretteki değişimlerin geçici olmasının nedeni sermaye birikiminin orijinal sermaye/işgücü oranında son bulmasıdır.

2.1.3.3.2. Geçici maliye politikası şokunun etkileri

Geçici ve beklenmedik bir kamu harcamaları şokunun etkileri Şekil 17’de gösterilmektedir⁴². Burada kamu harcamalarının hükümet tarafından $t=0$ anında beklenmedik bir şekilde arttırıldığı ve bu harcamaların daha sonra tekrardan eski düzeyine dönmesine izin verildiği varsayılmaktadır. Kamu harcamaları şokunun geçiciliği aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\tilde{G}(t) = \begin{cases} \tilde{G}e^{-\beta^G t} & , t \geq 0 \\ 0 & , t < 0 \end{cases} \quad (1.101)$$

Burada $\beta^G > 0$ dır. Bu kamu harcamalarının üssel olarak başlangıç düzeyine döneceğini ifade etmektedir. Ayrıca $\tilde{G}(0) = \tilde{G} > 0$ ve $\lim_{t \rightarrow \infty} \tilde{G}(t) = 0$ olduğu için kamu harcamaları şoku geçicidir.



Şekil 17. Geçici Maliye Politikası Şokunun Etkileri

Ekonomideki ajanlar kamu harcamalarının zaman patikasını tam olarak bildiklerinden, kendi davranışlarını bu patikaya göre belirleyerek optimal kararlar

⁴² Bu şekil modelin logaritmik olarak doğrusallaştırılmış biçimidir. Birim esnek modelin logaritmik doğrusallaştırılmış biçiminin türetimi için Heijdra(2010:503-504)’e bakınız.

alırlar. Denklem (1.101)'de β^G şokun kalıcılığını göstermektedir. Eğer $\beta^G \approx 0$ ise şok oldukça kalıcıdır. Buna karşın bu parametre büyük bir değere sahipse, şok geçicidir.

Şekil 17'de ekonomi başlangıçta E_0 durağan durum dengesindedir. Maliye politikası şoku kalıcı olduğunda, CSE doğrusu CSE_{ps} 'ye kayar. Şokun ilk etkisiyle ekonomi E_0 'dan A_{ps} 'ye sıçrar. Daha sonra SP_s eyer patikası boyunca A_{ps} 'den E_{ps} 'ye doğru hareket eder. Maliye politikası şoku geçici ise tüketimdeki azalma nispeten daha az olur. Şekil 17 açısından, bu ekonominin başlangıçta E_0 ve A_{ps} arasında bir yere sıçrayacağı anlamına gelmektedir. Maliye politikası şokunun kalıcılığıyla ilgili parametrenin iki farklı değerinin incelenmesi, geçici maliye politikasının etkilerinin net bir şekilde ortaya konulmasını sağlayacaktır. Bu bağlamda β^G 'nin β_1^G ve β_2^G olmak üzere iki farklı değer aldığı ve $\beta_1^G > \beta_2^G$ olduğu varsayılmaktadır. Burada β_1^G için maliye politikası şokunun daha kalıcı olacağı açıktır. Şekil 17'de β^G 'nin her iki değeri için tüketim sırasıyla A_1 ve A_2 noktalarına sıçrar.

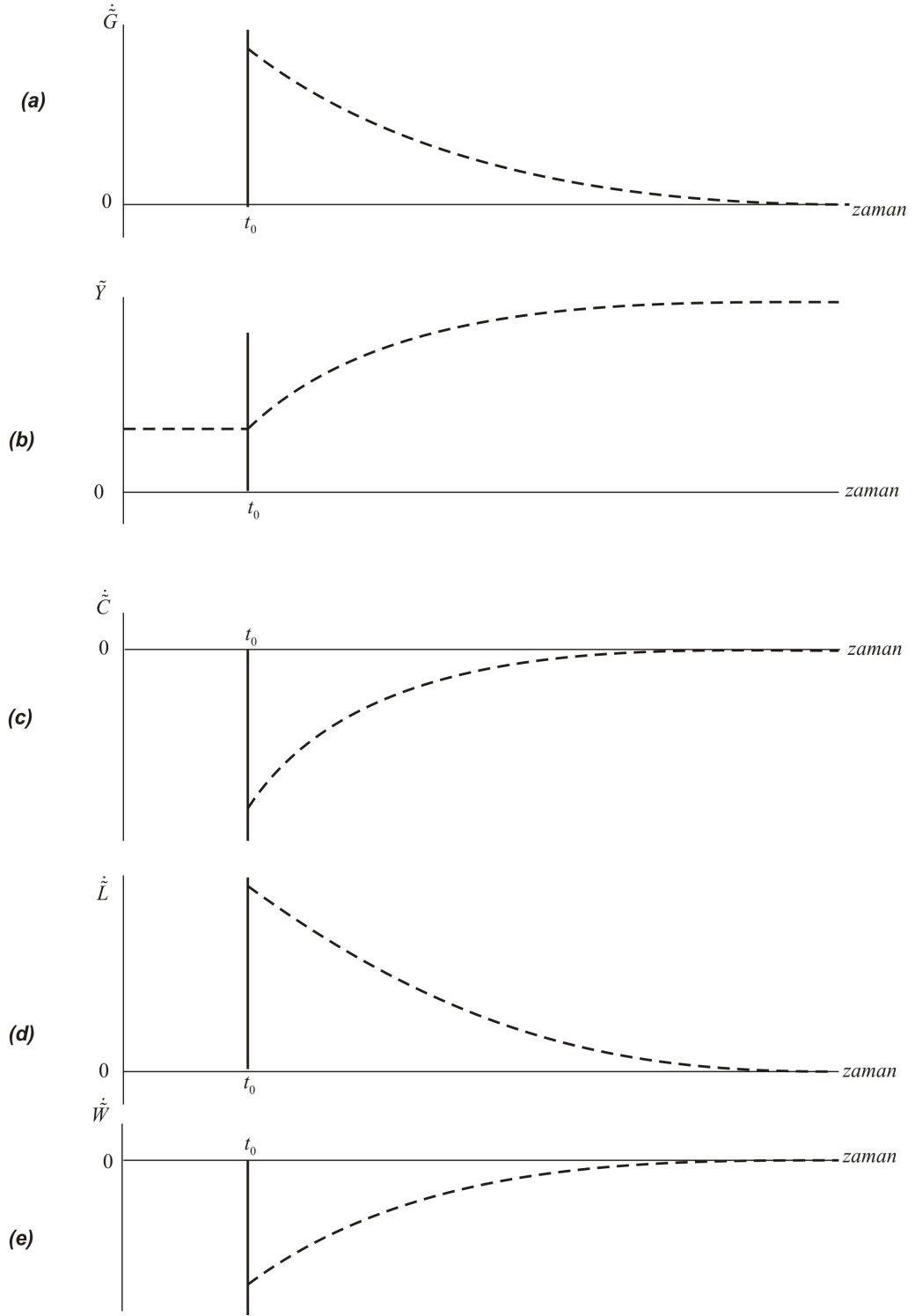
Şekil 17 maliye politikası şokunun kalıcılığına bakılmaksızın etki anında tüketimin azalacağını göstermektedir. Tüketimdeki bu azalış maliye politikası şokunun yarattığı negatif gelir etkisinin bir sonucudur. Negatif gelir etkisine bağlı olarak hanehalkları mal ve boş zaman tüketimlerini azaltıp, emek arzlarını arttırırlar. Şekil 17, şokun kalıcılığı arttıkça negatif gelir etkisinin artacağını ortaya koymaktadır. Kalıcı maliye politikası şokuna ajanlar daha fazla sermaye biriktirerek reaksiyon göstermekteydi. Buna karşın şokun geçici olduğu durumda ajanların sermaye birikimlerinin artıp artmayacağı açık değildir. Geçici şokun sermaye birikimi üzerindeki anlık etkisi ters yönlü çalışan iki mekanizmaya bağlıdır. Bu mekanizmalar emek arzı ve şokun kalıcılığıdır. Şokun nispeten kalıcı olduğu durumda emek arzı mekanizması baskındır, bu nedenle maliye politikası şoku sermaye birikimini arttır. Dolayısıyla β_1^G için ekonomi A_1 noktasına sıçrar ve bu durumda geçişsel patika artan eğimlidir. Bu patikaya göre ekonomi başlangıçta A_1 noktasından B_1 noktasına hareket eder. B_1 'de geçişsel patika eğrisi dikeydir ve sermaye birikimi durur. Daha sonra ekonomi B_1 'den eski durağan durum dengesi olan E_0 doğru yönelir. Öte yandan, şok görece olarak geçici ise kalıcılık mekanizması daha baskındır. Yani şokun daha az kalıcı olduğunu ifade eden β_2^G için ekonomi E_0 'dan A_2 noktasına sıçrar. Şok nispeten daha az kalıcı olduğunda geçişsel

patika negatif eğimlidir. Bu patikaya göre ekonomi başlangıçta E_0 'dan A_2 sıçrar, daha sonra aşamalı olarak A_2 'den B_0 'a ve E_0 'a hareket eder. Dolayısıyla maliye politikası şokunun göreceli olarak geçici olduğu durumda, hanehalkları sermaye birikimlerini azaltır (Heijdra, 2010:515).

Geçici bir maliye politikasının makroekonomik değişkenleri zaman içinde nasıl etkilediği Şekil 18'deki grafiklerle gösterilmektedir. Şeklin (a) paneli $t=0$ anında beklenmedik bir şekilde maliye politikası şokunun ortaya çıktığını ve bu şokun geçici olduğunu göstermektedir. Bu şoka tüketimin tepkisi (c) panelinde gösterilmektedir. Tüketim $t=0$ anında aniden azalır. Yani C 'nin ivmesi aniden sıfırdan negatif bir değere sıçrar. Şokun tüketim üzerindeki etkisi zamanla söner. Geçici maliye politikası şokuna istihdam ve ücretlerin tepkisi sırasıyla (d) ve (e) panelinde gösterilmektedir. İstihdam geçici maliye politikasının yarattığı negatif gelir etkisinin bir sonucu olarak $t=0$ anında aniden yükselir. İstihdamdaki bu artış emek arzındaki artıştan kaynaklandığı için $t=0$ anında ücretler azalır. Şokun istihdam ve ücretler üzerindeki etkisi de geçicidir. Son olarak çıktının zaman içindeki davranışı (b) panelinde gösterilmektedir. Emek arzının geçici şoka tepki olarak önemli ölçüde artması, çıktının artmasına yol açmıştır. Çıktı yeni durağan durum değerine ulaşıncaya kadar artar.

Özetle, RBC modeli kalıcı bir maliye politikası şokunun geçici şoka göre daha büyük etkilere sahip olduğunu ileri sürmektedir⁴³. Bu modele göre emek arzının ikame esnekliği arttıkça, maliye politikası şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi de artacaktır. Dolayısıyla, RBC modeli maliye politikasının etkinliğinin şokun kalıcılığına ve emek arzının ikame esnekliğine bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Bununla birlikte RBC modele göre; maliye politikası tüketimin azalmasına, emek arzının artmasına, reel ücretlerin azalmasına ve çıktının artmasına yol açar.

⁴³ Maliye politikasının etkilerinin genel denge çerçevesi içerisinde ele alındığı ilk çalışmalarda (Barro, 1981; Hall, 1980) geçici bir şokun kalıcı bir şoka göre daha büyük etkilere sahip olduğu vurgulanmaktadır. Modern konjektür teorileri ile bu çalışmaların öngörülleri arasındaki farklılığın temel nedeni Baxter ve King (1993, s.326)' e göre, bu çalışmalarda sermaye birikiminin dikkate alınmamasıdır.



Şekil 18. Geçici Bir Maliye Politikası Şokuna Makroekonomik Değişkenlerin Tepkisi

2.2. Yeni Keynesyen Modeller ve Maliye Politikası

NK modellerde, mikro temelli toplulaştırılmış ilişkiler elde edilirken RBC modelleme stratejisi benimsense de, bu modeller monopolcü rekabet ve nominal katılımlar varsayımlarıyla RBC modellerinden ayrılmaktadır. Bu farklılıktan dolayı standart NK modelde maliye politikasının emek piyasasına aktarım mekanizması farklıdır.

Standart NK modelin maliye politikasının çıktı ve tüketim üzerindeki etkilerine yönelik öngöruları RBC ile benzerdir: tüketim de bir azalma ve çıktı da bir artış. Bu benzerlik her iki modelde de hanehalklarının ileri görüşlü davranışlarının bir sonucu olarak mali genişlemenin negatif gelir etkisinden kaynaklanmaktadır. Bununla birlikte NK modelde mali genişlemeye emek piyasası farklı bir şekilde reaksiyon göstermektedir. Standart NK modelde pozitif bir kamu harcaması şokundan sonra reel ücretler artar. Reel ücretlerdeki bu artış çıktıdaki artışın emek talebini arttırmasından kaynaklanmaktadır (Hebous, 2011:678). Dolayısıyla standart NK model pozitif kamu harcamaları şokunun tüketimi azaltacağını, istihdamı, reel ücretleri ve çıktıyı arttıracağını öngörmektedir.

RBC modelin ve standart NK modelin kamu harcamalarındaki artışın özel tüketimi azaltacağı yönündeki öngöruları veriyle uyumlu değildir. Yakın dönemde yapılan çalışmalar (Fatas ve Mihov 2001; Blanchard ve Perotti 2002; Perotti 2004; Mountford ve Uhlig 2009) kamu harcamalarındaki bir artışın özel tüketimin anlamlı bir şekilde arttırdığını ortaya koymaktadır. Bu çalışmalarda ulaşılan bulgular maliye politikasının makroekonomik etkilerinin analizinde RBC modelin ve standart NK modelin yetersiz olduğunu ve yeni bir teorik çerçeveye ihtiyaç olduğunu ortaya koymaktadır.

Gali, Vallés ve Lopez-Solido (2007) maliye politikası şoklarının özel tüketim üzerindeki etkilerini; standart NK modeli genişleterek ele almışlardır. Gali vd (2007) tarafından geliştirilen bu NK modelde, Mankiw (2000)'den hareketle hanehalklarını iki gruba ayırmıştır. İlk grupta tasarrufçu hanehalkları yer almaktadır. Bu hanehalkları RET' te belirtilen davranışlara sahiptir. Bu gruptaki hanehalkları finansal piyasalara erişim bildiklerinden, sürekli gelirlerinde meydana gelen dalgalanmalar durumunda, tüketimlerini dönemler arasında yayabilmektedir. Diğer grupta ise tüketici hanehalkları

yer almaktadır. Bu hanehalklarının tüketimleri cari gelire aşırı duyarlıdır. Bunlar her bir dönemde emek gelirinin tamamını tüketmektedir. Dolayısıyla bu tür hanehalkları borçlanamadıkları ve tasarruf edemedikleri için tüketimlerini dönemler arasında yayamamaktadır.

Bu modelde mal piyasasında fiyat katılıklarının olduğu varsayılırken, emek piyasası için iki farklı piyasa yapısı ele alınmaktadır. Bu piyasa yapılarından ilki rekabetçi emek piyasasıdır. Emek piyasasının rekabetçi olması, hanehalklarının veri ücret düzeyinden ne kadar saat emek arz edeceklerini optimal olarak seçecekleri anlamına gelmektedir. İkinci piyasa yapısı monopolistik emek piyasasıdır. Bu piyasada ücretler sendikalar tarafından belirlenir. Ücretlerin bütün hanehalklarının marjinal ikame oranlarından daima daha büyük olacağı varsayımı altında, hanehalkları sendikalar tarafından belirlenmiş veri ücret düzeyinden firmaların emek talebini karşılamaya gönüllüdür.

Yukarıdaki varsayımlar altında, yazarlar modelin kamu harcamalarındaki bir şokun etkilerine ilişkin öngörülerini elde etmiştir. Emek piyasasının rekabetçi olduğu durumda, NK model kamu harcamaları şokunun tüketimi azaltacağını, istihdamı arttıracığını ve reel ücretleri azaltacağını öngörmektedir. Dolayısıyla emek piyasası rekabetçi bir yapıda olduğunda, NK modelin öngörülleri reel konjonktür teorisiyle aynıdır. Buna karşın emek piyasası monopolistik bir yapıda olduğunda, modelin öngörülleri ile reel konjonktür teorisinin öngörülleri önemli ölçüde farklılaşmaktadır. Bu durumda NK model kamu harcamaları şokunun özel tüketimi, istihdamı ve reel ücreti arttıracığını öngörmektedir (Gali vd, 2007:249-252). Burada kamu harcamalarındaki bir artışın özel tüketimi arttırma mekanizması oldukça basittir. Fiyat katılıkları altında, kamu harcamalarındaki bir artış toplam talepte bir artışa yol açmaktadır. Firmaların toplam talepteki bu artış karşısındaki ilk reaksiyonları emek taleplerini arttırmaktır. Emek piyasası monopolistik yapıda olduğundan dolayı, emek talebindeki artış reel ücretlerde keskin bir artışa yol açar. Böylece özellikle Ricardian olmayan hanehalklarının cari gelirleri ve tüketimleri artar. Bu tür hanehalklarının nüfus içerisinde ağırlıklı olması durumunda, toplam tüketim de artar (Bouakez ve Rebei, 2007:955).

3. Makroekonomik Modellerin Maliye Politikasının Etkilerine Yönelik Öngörülleri

Makroekonomik modellerin maliye politikasının etkilerine yönelik öngörülleri Tablo 3'de özetlenmektedir. Mikro temelli olmayan modellerde maliye politikasının etkileriyle ilgili herhangi bir fikir birliğı yoktur. Keynesyen modeller maliye politikasının toplam talebi canlandırarak çıktıyı genişlettiğini ileri sürmektedir. Bu modellere göre çıktıdaki genişleme özel tüketimdeki artıştan kaynaklanmaktadır. Yeni Klasik model ya da Ricardocu Denklik Teoremi ise maliye politikasının toplam talep ve çıktı üzerinde hiç bir etkisinin olmadığını iddia etmektedir. Bu yaklaşıma göre genişletici maliye politikası sadece özel tasarrufları etkiler. Bu politikanın özel tasarruflar üzerindeki etkisi pozitifdir. RET genişletici maliye politikasıyla kamu tasarruflarında ortaya çıkan azalışın özel tasarruflardaki artışla karşılanacağını, bu nedenle ulusal tasarruflar, faiz oranı ve yatırımlarda değişim olmayacağını ileri sürmektedir.

Mikro temelli modeller genel olarak genişletici maliye politikasının çıktı üzerindeki etkisinin pozitif olacağını öngörmektedir. Bu modellerin öngörülleri şu şekilde özetlenebilir: Neo Klasik büyüme modelleri genişletici maliye politikasının tüketim üzerindeki etkisinin negatif olduğunu ve çıktı üzerinde etkisinin olmadığını ileri sürmektedir. Bununla birlikte bu modellerde emek arzı dışsal olduğu için genişletici maliye politikasının emek talebi, emek arzı ve reel ücretler üzerinde etkisi yoktur. Maliye politikasının reel faiz oranı ve yatırımlar üzerindeki etkisi ise şokun kalıcılığına bağlıdır. Şok geçici olduğunda, maliye politikasının reel faiz üzerindeki etkisi pozitif ve yatırımlar üzerindeki etkisi negatiftir. Buna karşın maliye politikası şoku kalıcı olduğunda, reel faiz oranı ve dolayısıyla yatırımlarda herhangi bir değişim olmaz. RBC model, maliye politikasının çıktı üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu ileri sürmektedir. Emek arzının içsel olduğu bu modelde, maliye politikasının emek piyasası üzerinde de etkisi vardır. Maliye politikası şoku emek arzının artmasına ve reel ücretlerin azalmasına neden olur. Bu modelde maliye politikasının aktarım mekanizmasında en önemli rolü emek arzı oynamaktadır. Maliye politikası şoku sonrasında emek arzı arttığı için, sermayenin marjinal verimliliğı, faiz oranı, yatırımlar ve çıktı artar.

Tablo 3: Makroekonomik Modellerin Maliye Politikasının Etkilerine Yönelik Öngörülleri

<i>Modeller</i>	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>L^D</i>	<i>L^S</i>	<i>Rw</i>	<i>Ri</i>	<i>Modelin maliye politikasına ilişkin ana vurgusu</i>
Keynesyen Modeller (IS-LM, Blinder-Solow, Dinamik IS-LM, AD-AS)	+	+	-	=	=	=	+	Maliye politikası toplam talep yoluyla ekonomik aktiviteyi canlandırır.
Yeni Klasik Model (Ricardocu Denklik Teoremi)	=	=	=	=	=	=	=	Maliye politikasının ne toplam talep ne de ekonomik aktivite üzerinde hiçbir etkisi yoktur.
Neo Klasik Modeller (Solow Model ve Ramsey Model)	=	-	-,=	=	=	=	+,=	Maliye politikası özel tüketimin azalmasına neden olur.
RBC Model (Genişletilmiş Ramsey Model)	+	-	+	=	+	-	+	Maliye politikası emek arzı mekanizmasına bağlı olarak çıktıyı genişletir. Bununla birlikte maliye politikası tüketimin ve reel ücretlerin azalmasına yol açar.
Standart YK Model	+	-	=	+	+	+	+	Maliye politikası çıktıyı genişletir, emek talebini ve reel ücretleri artırır.
Zenginleştirilmiş YK Model (Gali vd (2007))	+	+	-	+	+	+	+	Maliye politikası özel tüketimi ve reel ücretleri artırır.

Tabloda “+” işareti maliye politikasının ilgili değişken üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu, “-” işareti negatif olduğunu ve “=” işareti maliye politikasının ilgili değişken üzerinde etkisinin olmadığını göstermektedir. Y,C,I,L^D, L^S,Rw ve Ri sırasıyla çıktı, tüketim, yatırım, emek talebi, emek arzı, reel ücret ve reel faiz oranını temsil etmektedir.

Bununla birlikte, RBC model de maliye politikası şokunun yarattığı negatif gelir etkisine bağlı olarak özel tüketimin azalacağını öngörmektedir.

Standart NK model, küçük farklılıklar dışında RBC model ile benzer öngörülere sahiptir. Bu model maliye politikası şokunun tüketim üzerindeki etkisinin negatif, emek arzı ve çıktı üzerindeki etkisinin ise pozitif olacağını ileri sürmektedir. İki modelin öngörülleri arasındaki temel farklılık emek talebi ve reel ücretlerin tepkileriyle ilgilidir. RBC modeli maliye politikası şokunun emek talebi üzerinde etkisinin olmayacağını ve emek arzındaki artışa bağlı olarak reel ücretlerin azalacağını öngörürken, standart NK model emek talebinin artacağını ve buna bağlı olarak reel ücretlerin artacağını ifade etmektedir. Zenginleştirilmiş NK model maliye politikası şokunun tüketim üzerindeki etkisine yönelik öngörüsüyle diğer mikro temelli modellerden ayrılmaktadır. Bu model maliye politikası şokunun özel tüketim üzerindeki etkisinin pozitif olacağını iddia etmektedir. Bununla birlikte bu modelde çıktının, emek arzının, emek talebinin, reel ücretlerin ve reel faiz oranının da artacağı öngörülmektedir.

Makroekonomik modellerin Tablo 3’de yer almayan farklı maliye politikası senaryolarının etkileriyle ilgili olarak da farklı öngörülleri vardır. Keynesyen yaklaşım denk bütçe harcama artışı politikasının çıktı üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu ileri sürerken, Neo Klasik yaklaşım bu politika senaryosunun çıktıyı önemli ölçüde azaltacağını öngörmektedir. Bir diğer maliye politikası senaryosu olan bütçe açığıyla finanse edilen geçici vergi indiriminin etkileriyle ilgili olarak da farklı öngörüler vardır. Keynesyen yaklaşım bu maliye politikası stratejisinin harcanabilir gelirdeki artış ve buna bağlı olarak tüketimdeki artışla çıktıyı genişleteceğini ortaya koymaktadır. Buna karşın yeni klasik yaklaşım ya da Ricardocu Denklik Teoremi bütçe açığıyla finanse edilen geçici vergi indiriminin ekonomik aktivite üzerinde hiç bir etkisinin olmayacağını ileri sürmektedir. Neo Klasik teori ise , borç stabilizasyon kuralıyla genişletilmiş Solow modele bağlı olarak, bu maliye politikası senaryosunun ekonomi üzerinde reel etkilerinin olduğunu iddia etmektedir.

Özetle, makroekonomik modellerin büyük bir kısmı maliye politikasının çıktı üzerindeki etkisinin pozitif olacağını öngörmektedir. Maliye politikasına tüketim, emek talebi, emek arzı ve reel ücretlerin nasıl tepki göstereceği makroekonomik modeller arasında farklılaşmaktadır. Teorik modeller bu değişkenlerin maliye politikasına

tepkileriyle ilgili genel bir kanı ortaya koyamamaktadır. Keynesyen modeller tüketicinin artacağını öngörürken, Yeni Klasik model tüketimde değişim olmayacağını ve Neo Klasik modeller ise tüketicinin azalacağını öngörmektedir. Bununla birlikte RBC model tüketicinin negatif, emek arzının pozitif ve reel ücretlerin negatif tepki göstereceğini öngörürken, zenginleştirilmiş NK model maliye politikası şokunun tüketim, emek arzı, emek talebi ve reel ücretler üzerindeki etkisinin pozitif olacağını ileri sürmektedir

İkinci Bölüm

Vektör Otoregresyon Analizi

Maliye politikasının etkilerine ilişkin ampirik literatür ağırlıklı olarak Vektör OtoRegresyon (VAR) yöntemine dayanmaktadır. Bu nedenle bu bölümde ilk olarak VAR yaklaşımının gelişimi ve bu yaklaşıma yönelik eleştiriler ortaya konulacaktır. Daha sonra İndirgenmiş Form VAR modeli, VAR analizinin temel aşamaları ve bu modelin etki tepki fonksiyonu, varyans ayrıştırması ve Granger nedensellik testleri gibi istatistiksel araçları açıklanacaktır. Son olarak Yapısal VAR modelleri kısa dönem kısıtlamalar, uzun dönem kısıtlamalar ve işaret kısıtlamaları gibi farklı ayırt edilme kısıtlarıyla birlikte açıklanacaktır.

1. Vektör Otoregresyon'un Ortaya Çıkışı

Tek değişkenli Otoregresif (AR) modellerin genişletilmiş biçimi olan VAR, çoklu zaman serileri arasındaki karşılıklı etkileşimi analiz etmek için kullanılan ekonometrik bir modeldir. VAR modeli 1950'li ve 1960'lı yıllarda yapısal çıkarımlar, öngörüler ve politika analizleri yapmak amacıyla makro ekonometrisyenler tarafından yaygın bir şekilde kullanılan büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellere alternatif olarak ortaya çıkmıştır.

1970'li yılların başlarındaki petrol fiyat şoklarıyla birlikte büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin öngörü performanslarının önemli ölçüde azaldığı gözlemlenmiştir. Bu çalkantılı dönemde özellikle yüksek enflasyon ve yüksek işsizliği öngörmekte başarısız olmaları, bu modellerin Lucas (1976) tarafından eleştirilmelerine neden olmuştur. Lucas'ın 1976 yılında yayımlanan ve "Lucas Kritiği" olarak bilinen ünlü çalışması, ilerleyen yıllarda Sims (1980)'in bu modelleri eleştirmesine ve politika analizleri yapmak için bu modellere alternatif olarak VAR modeli kullanımını önermesine zemin hazırlamıştır. Bu bakımdan VAR modelinin ortaya çıkışında önemli yere sahip olan büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin ve Lucas kritiğinin açıklanması yararlı olacaktır.

1.1. Büyük Ölçekli Keynesyen Makroekonometrik Modeller ve Bu Modellerin Ayırt Edilmesi

Makroekonometrik model, biryesel ekonomik ajanların davranışına dayalı olarak bir ekonominin işleyişini ve yapısını temsil eden davranışsal denklemler seti olarak tanımlanabilir⁴⁴ (Valadkhani, 2004:266). Bu modellerin tarihi 1930’lu yıllarda ilk makroekonometrik modeli kuran ve tahmin eden Jan Tinbergen ile başlamıştır. Bu bağlamda Tinbergen’in en önemli katkısı “Konjoktür Hareketleri Teorisinin İstatiksel Sınaması” (Statistical Testing of Business Cycle Theories) isimli ve iki monografiden oluşan çalışmasından gelmektedir (Spanos, 2006:25). Bu çalışmada Tinbergen yalnızca dinamik denklemler sistemi biçiminde bir makroekonometrik modelin nasıl kurulabileceğini göstermemiş, aynı zamanda bir ekonometrik modelin politika analizlerinde nasıl kullanılabileceğini de tartışmıştır (Peseran ve Smith, 2009:102). Bu çalışmadaki temel vurgu, dinamik denklemler sistemi biçimindeki modelin tahmini üzerinedir⁴⁵ (Spanos, 2006:25).

İlk makroekonomik modeli Tinbergen kurmasına rağmen, makroekonomi teorisi ve makroekonometri Klein’in çalışmalarıyla birleşmiştir. Keynes’in Genel Teorisi 1936 yılında yayımlandığında, makroekonomi teorisi makroekonometrinin çok ilerisindeydi. Klein (1947) “Keynesyen Devrim” (The Keynesian revolution) ve Klein ve Goldberg (1955) “ABD’nin Ekonometrik Modeli:1929-1952” (An Econometric Model of the United States 1929-1952) çalışmalarıyla makroekonometri makroekonomi teorisine yaklaştırmaya başlamıştır (Diebold, 1998:176). Dolayısıyla başlangıçta Tinbergen’in çalışmaları ve daha sonra Klein’in çalışmalarıyla makroekonomik modeller gelişmeye

⁴⁴ Bu modeller başlangıçta Keynes’in Genel Teorisi’ni uygulamak için kurulmuştur. Bu nedenle bu modeller genellikle büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modeller olarak adlandırılırlar. Ancak zamanla monetarizm, yeni klasik ve yeni keynesyen gibi teorilerde makroekonometrik modellerin içerisine dahil edilmiştir.

⁴⁵ Bu çalışmanın başlığında her ne kadar istatistiksel sınama ifadesi yer alsada, çalışma böyle bir istatistiksel sınamayla çok az ilişkilidir. Ekonometride istatistiksel sınamayla ilgili en önemli katkı Trygve Haavelmo’nun “Ekonometride İstatiksel Yaklaşım” (The Statistical Approach to Economics) isimli çalışmasından gelmektedir. Haavelmo’nun bu çalışmasıyla ekonomi ve ekonometriyle istatistiği birleştirdiği yönünde genel bir kanı vardır (Bardsen vd., 2005:20).

başlamıştır. Bu çalışmalardan sonra, pek çok ulusal ekonomi için büyük ölçekli makroekonometrik modeller kurulmuştur⁴⁶.

Eş anlı denklem sistemleri olarak tahmin edilen büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin kullanımının artmasıyla birlikte, yeni sorunlar ortaya çıkmıştır. Bu sorunların en önemlileri eş anlı denklem sapması ve ayrıştırma problemleridir. Eş anlı denklem sapması problemi yeni sistem tahmincilerinin gelişmesine katkı sağlarken, ayrıştırma problemleri Cowles Komisyonu⁴⁷ araştırmalarının büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin üzerinde yoğunlaşmasına neden olmuştur (Hoover, 1995:3).

Büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin nasıl ayırt edildiklerini ve bu ayırt edilmeyi sağlamak için hangi kısıtlamaların kullanıldığının gösterilmesinde; aşağıdaki eş anlı yapısal doğrusal denklem sisteminden yararlanılması kolaylık sağlayacaktır.

$$A_0 y_t + A_1 y_{t-1} + \dots + A_m y_{t-m} = B_0 x_t + B_1 x_{t-1} + \dots + B_n x_{t-n} + \varepsilon_t \quad (2.1)$$

$$R_0 \varepsilon_t + R_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + R_r \varepsilon_{t-r} = u_t, \quad R_0 = I \quad (2.2)$$

Burada y_t ($L \times 1$) boyutunda bir içsel değişkenler vektörü, x_t ($L \times 1$) boyutunda bir dışsal değişkenler vektörü ve ε_t ve u_t rassal bozucu terimler vektörüdür. Parametreler

⁴⁶Valadkhani (2004) gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için kurulan makroekonometrik modelleri detaylı bir şekilde özetlemektedir. Gelişmiş ülkeler için kurulan modellerin başında II Dünya savaşı öncesinde Tinbergen'in Hollanda ekonomisi için kurduğu model gelmektedir. Daha sonra 1940'lı yılların ortasında ABD ekonomisi için Klein tarafından kurulan makroekonometrik model gelmektedir. Her iki modelde küçük boyutludur. Gelişmiş ülkeler için büyük ölçekli modeller 1960'lı yıllarda kurulmaya başlanmıştır. Bu yıllarda girdi-çıktı tablolarını içeren brooking modelleri kurulmuştur. Diğer yandan gelişmekte olan bir ülke için ilk makroekonometrik model; Tinbergen'in gözetimi altında Hindistan ekonomisi için Narasimham (1956) tarafından kurulmuştur. Gelişmekte olan ülkelerin dış kaynak ihtiyacını öngörmek için ECAFE (1968) ve UNCTAD (1968) makroekonometrik modeller kurmuşlardır. Bu modeller 40 ulusal ekonomi için kurulmuştur.

⁴⁷ Cowles Komisyonu 1932 yılında Alfred Cowles tarafından kurulmuştur. Bu komisyonun temel amacı ekonomi ile matematik ve istatistiği birleştirmektir. 1932-1939 yılları arasında; bu komisyonun araştırmalarının ana teması betimsel istatistikler üzerinedir. Ancak 1939 yılında Cowles komisyonunun Chicago'ya taşınmasıyla, bu komisyonun araştırmalarının kapsamı önemli ölçüde değişmiştir. 1939 yılı sonrasında Cowles komisyonunun araştırmaları Tinbergen tarafından ortaya atılan makroekonometrik modellemenin geliştirilmesi üzerine odaklanmıştır. Bu doğrultuda komisyonda eş anlı denklemler modelinin tahminine ve bu modellerdeki ayrıştırma problemine yönelik çalışmalar yapılmıştır. Kısaca 1939 sonrasında Cowles komisyonun çalışmalarının odağında; makroekonometrik modellerin ayrıştırma problemi yer almaktadır.

matrisleri A_j , B_j ve R_j ekonomi üzerindeki davranışsal hipotezlerin yanı sıra, ekonomik yargılara dayalı olan ve yapısal bilgiyi temsil eden öncül kısıtlamalara tabidir. u_t 'nin serisel olarak otokorelasyon içermediği ve $E(u_t u_t') = \Sigma$ ve $E(u_t u_s') = 0$ biçiminde bir eş anlı kovaryans matrisine sahip olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca içsel değişkenlerin bütün gecikmelerde ε_t ile ilişkisiz olduğu varsayılmaktadır.

ε_t genellikle y_t vektörünün elemanlarının büyük bir kısmı ile ilişkili olduğundan, bu yapısal denklemler regresyon denklemleri değildir. Eşitlik (2.1) ve (2.2)'deki yapısal model, y_t 'yi y_t ve x_t 'nin geçmiş değerli ve geçmiş şoklar cinsinden ifade edecek şekilde çözülebilir. Bu çözüm indirgenmiş form sistemini verir. Bu indirgenmiş form sistemi şu şekildedir:

$$y_t = -P_1 y_{t-1} - \dots - P_{r+m} y_{t-r-m} + Q_0 x_t + \dots + Q_{r+n} x_{t-n-r} + A_0^{-1} u_t \quad (2.3)$$

Burada P_s ve Q_s aşağıdaki gibi tanımlanmıştır.

$$P_s = A_0^{-1} \sum_{j=-\infty}^{\infty} R_j A_{s-j} \quad Q_s = A_0^{-1} \sum_{j=-\infty}^{\infty} R_j B_{s-j}$$

Eşitlik (2.3)'teki indirgenmiş form sistemi regresyon denklemidir. Yani bozucu terimleri içeren vektör $(A_0^{-1} u_t)$, $y_{t-1}, \dots, y_{t-r-m}$ ve $x_{t-1}, \dots, x_{t-n-r}$ ye dikeyseldir. Bu, x 'lerin dışsal olduğu ve u 'ların serisel olarak ilişkisiz olduğu varsayımlarının bir sonucudur. Bu nedenle indirgenmiş form denklemi genel koşullar altında en küçük kareler yöntemiyle tutarlı bir şekilde tahmin edilebilir.

Fakat yalnız P ve Q 'ların tahminlerinden hareketle yapısal parametrelerin (A_j, B_j ve R_j) benzersiz tahminlerinin elde edilmesi mümkün değildir. Bu ekonometrideki ayrıştırma problemidir. Yapısal parametrelerin tahminlerine ulaşmak için bu parametrelerle ilgili önemli ölçüde öncül bilgiye ihtiyaç vardır. Eğer yeteri kadar öncül kısıt konulursa, yapısal parametrelerin tahminine ulaşmak mümkündür.

Büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerde yapısal parametreleri ayırt etmek için A_j , B_j ve R_j üzerine farklı türde öncül kısıtlamalar konulmaktadır (Lucas ve Sargent, 1981:299). Bu kısıtlamalar aşağıdaki gibi sınıflandırılabilir.

- A_j ve B_j 'nin elemanlarının büyük bir bölümünün öncül olarak sıfıra eşitlenmesi.
- Serisel korelasyonun derecesi ve bozucu terimlerin çapraz serisel korelasyonlarının boyutu üzerindeki kısıtlamalar. (Bu kısıtlamalar R_j 'nin bazı elemanlarının sıfıra eşitlenmesi yoluyla konulur.)
- Değişkenlerin içsel ve dışsal değişken olarak model kurucuların yargılarına bağlı olarak öncül sınıflandırılması. (Dışsal değişkenlerin nispeten fazla olması modelin yapısal parametrelerinin ayırt edilmesine destek sağlar.)

Büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin 1970'li yılların başlarında eş anlı olarak görülen yüksek enflasyon ve yüksek işsizliği öngörmekte başarısız olmalarıyla birlikte, ayrıştırma problemine getirilen Keynesyen çözümler Lucas (1976), Sargent ve Sims (1977) ve Sims (1980) tarafından eleştirilmiştir.

1.2. Lucas Kritiği

Lucas 1976'da yayımlanan ve "Lucas Kritiği" olarak bilinen çalışmasında; politika değişmezlik varsayımına⁴⁸ dayalı olan büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin hatalı olduğunu ve bu nedenle alternatif politikaların etkilerinin ölçümünde bu modellerin kullanımının doğru olmayacağını ileri sürmüştür. Lucas'a göre, bu modeller politika değişiminin ajanların beklentileri üzerindeki etkisini dikkate almamaktadır. Ancak gerçekte uygulanan ekonomi politikalarında herhangi bir değişiklik olduğunda, rasyonel ekonomik ajanlar bu yeni ortama göre beklentilerini hızlı bir şekilde ayarlarlar. Politika değişimine bağlı olarak ajanların beklentilerinde ortaya çıkan bu değişim ise; sırasıyla ajanların davranışlarının ve bu davranışları temsil eden tüketim fonksiyonu, yatırım fonksiyonu ve para talebi fonksiyonu gibi denklemlerin parametrelerinin değişmesine neden olur (Snowdon ve Vane, 2005:265). Bu nedenle büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin politika değişmezlik varsayımı sorunludur. Bu modeller politika değişimi durumunda ajanların beklentilerinde ve buna

⁴⁸ Bu varsayım politikada bir değişiklik olduğunda, modelin parametrelerinin değişmeden aynı kalacağını ifade eder.

bağlı olarak davranışlarında ortaya çıkan değişimleri göz ardı etmektedir. Bu yüzden bu modellerle yapılan politika analizleri yanıltıcı olacaktır.

Lucas kritiği temel olarak politikalardaki değişimlerin ajanların beklentileri ve davranışları üzerindeki etkisine vurgu yapmaktadır. Dolayısıyla politikalardaki değişimlerin nasıl tanımlandığı önem taşımaktadır. Yeni klasik ekonomistler, makroekonomik politikalardaki bir değişmeyi; politika değişkeni için yeni bir değer seçiminden daha ziyade, politika kuralının ayarlanması olarak görülmesinin daha doğru olacağını ileri sürmektedir. Bu bağlamda Lucas'ın temel katkısı; ekonomik ajanların rasyonel beklentilere sahip olduğu durumda, politika kuralındaki değişimlerle yapısal parametrelerin kaçınılmaz bir şekilde ilişkili olduğunu göstermesidir (Simkins, 2002:441-442).

Politika kuralındaki değişimler ve modelin yapısal parametreleri arasındaki ilişkinin formel olarak gösterilmesi konuyu daha anlaşılır kılacaktır. Bu doğrultuda Heijdra (2010:71)'da verilen örneğin ele alınması yararlı olacaktır. Heijdra (2010), Sargent ve Wallace (1975)'e dayanan aşağıdaki basit logaritmik doğrusal modeli kullanmıştır:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 \left(p_t - E_{t-1} p_t \right) + u_t, \quad \alpha_1 > 0 \quad (2.4)$$

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 (m_t - p_t) + \beta_2 E_{t-1} (p_{t+1} - p_t) + v_t, \quad \beta_1 > 0, \beta_2 > 0 \quad (2.5)$$

$$m_t = \mu_0 + \mu_1 m_{t-1} + \mu_2 y_{t-1} + e_t \quad (2.6)$$

Burada $y_t = \ln Y_t$, $m_t = \ln M_t$ ve $p_t = \ln P_t$ olmak üzere; y_t , m_t ve p_t sırasıyla çıktı para arzı ve fiyat düzeyini temsil etmektedir. Bozucu terimler sıfır ortalama ve sabit bir varyansla normal dağılmaktadır. Yani $u_t \sim N(0, \sigma_u^2)$, $v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ ve $e_t \sim N(0, \sigma_e^2)$ dir. Ayrıca bozucu terimlerin kendileriyle ilişkisiz olduğu ($E(u_t u_s) = E(v_t v_s) = E(e_t e_s) = 0$) ve her bir bozucu terimin bir birinden bağımsız olduğu ($E(u_t e_t) = E(u_t v_t) = E(u_t e_s) = 0$) varsayılmaktadır.

Eşitlik (2.4) beklentilere dayalı kısa dönem toplam arz eğrisini, (2.5) toplam talep eğrisini ve (2.6) hükümet tarafından izlenen politika kuralını temsil etmektedir. Bu model y_t için çözümlendiğinde aşağıdaki sonuca ulaşılır⁴⁹.

$$y_t = y^* + \frac{\alpha_1 \beta_1 e_t + \alpha_1 v_t + \beta_1 u_t}{\alpha_1 + \beta_1} \quad (2.7)$$

Eşitlik (2.7) çıktı için stokastik durağan durum çözümünü temsil etmektedir. Bu model ve rasyonel beklentiler hipotezi altında, çıktı (2.7)'ye göre hareket eder.

Logaritmik doğrusal modelin detayları ve y_t için çözümü yukarıda açıklanmıştır. Bu modele dayalı olarak Lucas Kritiğinin gösterilmesi için öncelikle ekonominin eşitlik (2.6)'da sunulan politika kuralı altında işlediği, ekonomik ajanların bunun farkında olduğu ve ekonominin stokastik durağan durumda olduğunu varsayalım. Eşitlik (2.6) e_t için çözülür ve ulaşılan sonuç eşitlik (2.7)'de yerine konulursa, çıktı için aşağıdaki sonuca ulaşılır.

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 m_t + \phi_3 m_{t-1} + \xi_t \quad (2.8)$$

Burada ,

$$\phi_0 = y^* - \frac{\mu_0 \alpha_1 \beta_1}{\alpha_1 + \beta_1}, \quad \phi_1 = -\frac{\mu_2 \alpha_1 \beta_1}{\alpha_1 + \beta_1}, \quad \phi_2 = -\frac{\alpha_1 \beta_1}{\alpha_1 + \beta_1} \quad (2.9)$$

$$\phi_3 = -\frac{\mu_1 \alpha_1 \beta_1}{\alpha_1 + \beta_1}, \quad \xi_t = \frac{\alpha_1 v_t + \beta_1 u_t}{\alpha_1 + \beta_1} \quad (2.10)$$

Ekonometrisyenler ϕ parametrelerinin tahminlerine ulaşmak için (2.8)'deki formu uygun ekonometrik yöntemlerle tahmin etmekte ve bu tahminlere bağlı olarak politika önerileri sunmaktadırlar. Bu bağlamda yukarıdaki modelin tahminine dayalı olarak yapılan yaygın bir yorum; parasal bir genişlemenin çıktı ve istihdamda bir genişlemeye yol açacağı yönündedir. Böyle bir çıkarım yapılmasının temel nedeninin ϕ_2 parametresinin pozitif olarak tahmin edilmesi olduğu açıktır. Ancak Lucas, bu modeller

⁴⁹Buradaki amaç bu modelden yararlanarak Lucas kritiğini göstermek olduğu için modelin çözümünün detayları verilmemiştir. Çözümünün detayları için Heijdra(2010)'a bakınız.

kullanılarak yapılan politika analizlerinin anlamsız olacağını ifade etmiştir. Rasyonel beklentiler hipotezi altında eşitlik (2.8)'in tahmin edilecek olan parametreleri politika kuralından bağımsız olmadığından, (2.8)'deki ϕ parametreleri yapısal parametrelerin (α, β) ve politika kuralı parametrelerinin $(\mu \text{ katsayıları})$ bir karışımıdır. Dolayısıyla bu modellerin politika analizlerinde kullanılması doğru değildir.

Örneğin politika yapıcılarının bakış açılarını pasiften güçlü bir konjonktür karşısına değiştirdiklerini varsayalım. Böyle bir değişim, aslında μ_2 'nin değerinin sıfırdan büyük negatif bir değere değiştirilmesidir. Politika kuralındaki böyle bir değişiklik durumunda; ϕ parametrelerinin mevcut tahminlerine dayalı modellerle yapılan öngörüler, politika değişiminin reel etkilerini yansıtmaktan çok uzak olacaktır. Çünkü gerçekte μ_2 'nin değişmesiyle birlikte ϕ parametreleri de değişecektir. Ancak bu değişim (2.8)'in tahminine dayalı yapılan analizlerde göz ardı edilmiş olacaktır.

Lucas kritiği politika analizlerinde kullanılan teorik ve ampirik modellerde yeni yönelimlerin ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu bağlamda iki temel girişim ön plana çıkmaktadır. Güçlü ayırt edilme kısıtları yaratmak için yeni klasik mikro temelleri geliştirme girişimi bu yönelimlerden ilkidir. Bu girişimin ilk temsilcileri Hansen ve Sargent (1981) ve Sargent (1980) dir. Bu girişim aynı zamanda rasyonel beklentiler ekonometrik programı olarak da adlandırılmaktadır. Diğer girişim ise Lucas kritiğini prensipte kabul eden; ancak pek çok durumda bu kritiğin uygulanabilir olmadığını ileri süren Sims'in politika analizlerinde VAR kullanımı önerisidir. Teorinin gerçek kısıtları sağlayamayacağını ifade eden Sims, bunun yerine daha az teorik kısıt kullanılarak veriden nelerin çıkartılabileceğinin araştırılmasının gerektiğini vurgulamıştır (Hoover, 1988:192).

1.3. Vektör Otoregresyon Manifestosu

VAR yaklaşımının temelleri Sims'in daha önceden yapmış olduğu çalışmalarda bulunmaktadır. Sims (1972:540-541) para-gelir arasındaki dinamik ilişkide paranın dışsal bir değişken olup olmadığını; Granger nedensellik testini kullanarak analiz etmiştir. Sims'in bu çalışması zaman serisi bağlamında ekonometrik dışsallık hipotezinin test edilebileceğini göstermiştir. Ayrıca bu çalışma, ekonomik teoriden yararlanmaksızın veriden ekonomik bilgi elde etme girişimi olarak da görülebilir

(Hoover,1988:197). Kısaca, Sims'in bu çalışmada dışsallığı ve nedenselliği metodolojik olarak değerlendirmesi, aslında VAR için bir yol oluşturmuştur (Qin,2010:5).

Sargent ve Sims'in 1975 yılı Kasım ayında konjonktür hareketleri ile ilgili bir konferans da sundukları çalışmada; VAR yaklaşımının temelleri açıkça görülebilir (Qin,2010:10). Sargent ve Sims'in 1977 yılında yayımlanan "Çok fazla öncül ekonomik teori olduğunu görmeksizin konjonktür hareketlerinin modellenmesi" (Business Cycle Modeling Without Pretending to Have Too Much A Priori Economic Theories) isimli çalışmaları; Sims'in amacının ne olduğunu açıkça ortaya koymaktadır. Bu ortak çalışmada Sargent ve Sims, büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerin yapısal parametreleri üzerine konan öncül kısıtlamaların çoğunun teorik temelden ve ampirik destekten yoksun olduğunu belirtmiş ve bu modellere alternatif olarak indeks modeli ileri sürmüştür.

Sims, 1972 ve 1977 yıllarında yayımlanan çalışmalarından sonra, 1980'de yayımlanan "Makroekonomi ve Gerçeklik" (Macroeconomics and Reality) isimli ünlü çalışmasıyla, VAR yaklaşımını ortaya koymuştur. Bu çalışma Cowles yapısal modelleme yaklaşımının bir kritiği olarak görülmesinin yanında, VAR yaklaşımının manifestosu olarak da kabul edilmektedir (Qin, 2010:13). Söz konusu çalışmada Sims, büyük ölçekli makroekonometrik modellerin ayırt edilme yöntemlerini eleştirmiş ve herhangi bir teoriye ya da istatistiksel teste dayanmaksızın, bazı değişkenlerin modellerin kurucuları tarafından dışsal değişkenler olarak belirlenmesinin yanlış bir yaklaşım olduğunu ifade etmiştir. Sims, büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerde parametrelerinin ayırt edilmesini sağlamak için konulan öncül kısıtlamaların ekonomik teoriye ya da kurumsal bilgiye dayanmadığını, aksine bu kısıtlamaların ekonometrisyenlerin modelin parametrelerini ayırt edebilmek için ihtiyaç duydukları kısıtlamalar olduğunu belirtmiştir.

Büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellere Sims (1980) tarafından getirilen üç temel eleştiri vardır. Bu eleştiriler bu modellerin ayırt edilme kısıtları üzerine yoğunlaşmıştır. Canova (1999:77-78) bu eleştirileri aşağıdaki gibi özetlemektedir:

- a) Model kurucuları tarafından konulan ayırt edilme kısıtları “inanılmaz” olarak adlandırılmaktadır. Şöyle ki indirgenmiş form modelde hangi değişkenlerin yer alacağına yönelik karar aşamasında, ekonomi teorisi çok zayıftır ve bu modellerin ayırt edilmesi için temel ekonomik yapıyla çok az ilişkili olan öncül kısıtlamalar rutin olarak konulmaktadır.
- b) Pek çok değişkenin sağlam ekonomik ve istatistiksel delillere dayanılarak sistemdeki diğer değişkenlere göre dışsal belirlenmesi yerine, sistemde hangi değişkenlerin içsel hangilerinin dışsal olacağına ilişkin kararın model kurucularının tercihlerine ya da ön yargılarına dayalı olması.
- c) Geleneksel makroekonometrik modellerin sonuçları bu modellerin kurucuları tarafından yargısal ex-post kararlarla değiştirildiği için politika uygulamalarının sonuçları yeniden elde edilemez ve bu sonuçların diğer araştırmacıların sonuçlarıyla karşılaştırılması güçtür. Hatta araştırmacılar aynı modelleri kullansa bile bu güçlük geçerlidir.

Sims (1980), eleştiriler yönelttiği büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellere alternatif olarak indirgenmiş form VAR modeli kullanımını önermiştir. Bu modellerde bütün değişkenler birlikte ele alınır ve bir sistem bütünlüğü içerisinde incelenir. Ayrıca başlangıçta değişkenlerin içsel ve dışsal değişkenler olarak sınıflandırılmasına gerek yoktur. Çünkü bu modellerdeki bütün değişkenler içsel olarak alınır. Buna ilaveten VAR modellerinde her bir denklemde bütün değişkenlerin gecikmeli değerleri yer alıp, değişkenler arasındaki ilişkiler üzerine öncül kısıtlamalar konulmaz. Son olarak en küçük kareler gibi tek denklemler yöntemleri tutarlı ve bozucu terimlerin normal dağıldığı varsayımı altında etkin olduğu için indirgenmiş form VAR modellerinin tahmini basittir (Canova, 1999:78).

VAR modelleri ortaya çıkışından günümüze kadar büyük ilgi görmüş ve makroekonometrik analizler için standart araç olmuştur. Bu yaklaşımın neden bu kadar popüler olduğu, güçlü yönlerinin ortaya konulması ile anlaşılabilir. Politika analizleri, öngörüler, makroekonomik verinin tanımlanması ve yapısal çıkarımlar gibi temel makroekonometrik görevler bağlamında; VAR modeli kullanımının ne kadar etkili olduğunun araştırıldığı Stock ve Watson (2001)’de VAR modellerinin güçlü yönleri ortaya konulmaktadır. Bu modellerin güçlü yönlerinin başında, VAR modellerinin

istatistiksel araçlarının kullanımının ve yorumlanmasının kolay olması gelmektedir. Ayrıca VAR, politika analizleri yapmak, veriyi tanımlamak, öngörü ve yapısal çıkarımlar yapmak için tutarlı bir yaklaşımdır. Dahası VAR'ın Granger nedensellik testi, etki tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırması gibi özet istatistikleri genel kabul görmüştür. Bu istatistikler teorik makroekonomik modellerin gelişimine katkı sağladıklarından oldukça faydalıdır. Bütün bu nedenler VAR'ın popüler olmasına katkı sağlamıştır.

Makroekonometrik analizlerde yoğun bir şekilde kullanılan VAR, ilk kullanıldığı tarihten bugüne kadar sürekli gelişmiş ve bu gelişmelere bağlı olarak iki farklı türde VAR modeli ortaya çıkmıştır. Bu modellerden ilki Sims tarafından ileri sürülen İndirgenmiş Form VAR Modelidir. İkincisi ise Yapısal VAR Modelidir. Çalışmanın ilerleyen bölümlerinde bu modeller ve araçları detaylı olarak açıklanacaktır.

1.4. VAR Modellerinin Avantajları

Sims tarafından ileri sürüldüğü tarihten itibaren gelişen VAR modelleri geleneksel modellerin yerini almış ve makroekonometrik analizler için temel araç haline gelmiştir. Bu gelişimde VAR modellerinin büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellere kıyasla avantajlı yönleri önemli rol oynamıştır. VAR modellerinin geleneksel modellere göre avantajları aşağıdaki gibi maddelenebilir:

- Büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerde; yapısal parametrelerin ayrıştırılması için sistemdeki değişkenlerin bazıları model kurucuları tarafından keyfi bir şekilde dışsal olarak belirlenmektedir. Dolayısıyla bu modellerde, modeldeki hangi değişkenlerin içsel yada dışsal olacağına ilişkin karar model kurucularının yargılarına bağlıdır. Buna karşın VAR modellerinde; araştırmacıların değişkenleri içsel ya da dışsal değişkenler olarak sınıflandırmasına gerek yoktur. Çünkü VAR modellerinde bütün değişkenler içsel olarak değerlendirilir (Brooks, 2008:291).
- Büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modeller kullanılarak ulaşılan sonuçların yeniden elde edilmesi ve diğer araştırmacıların sonuçlarıyla karşılaştırılması zordur. Ancak VAR modellerinin sonuçlarının elde edilmesi ve yorumlanması kolaydır (Bjornland, 2000:5).

- VAR modelleri kullanılarak ulařılan öngörüler genellikle büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerden elde edilen öngörülerden daha iyidir. Geleneksel modellerde ayırt edilmeyi saęlamak için yapısal parametreler üzerine çok fazla kısıtlama konulması; bu modellerin öngörü performansının düşük olmasının nedenlerinden birisi olabilir (Brooks, 2008:292).
- VAR yaklaşımında yapısal şoklar birbirinden bağımsızdır ya da bir birine dikeyseldir. Bu VAR modellerinin sonuçlarının deęerlendirilmesinde sıklıkla kullanılan ve genel kabul görmüş olan etki tepki analizini olanaklı kılmaktadır. Ancak böyle bir dikeysellik büyük ölçekli Keynesyen makroekonometrik modellerde yoktur (Hansen, 2004:283). Bu nedenle bu modeller etki tepki analizi gibi etkili bir araçtan yoksundur.

1.5. VAR Modellerine Yönelik Eleřtiriler

VAR analizi makroekonometrik analizlerde çok yoğun bir şekilde kullanılmasına raęmen, bu analizin bütün aşamaları çeřitli eleřtiriler almıştır. Örneęin Cooley ve Leroy (1985) VAR modellerinin spesifik bir ekonomik teoriye dayanmadığını belirtmiş ve bu modelleri teorik olmayan makroekonometri olarak nitelendirmiştir. Cooley ve Leroy, VAR modelinin öngörü ve verinin dinamik özelliklerinin açıklanmasında yararlı olduğunu, buna karşın bu modellerin dışsallığın test edilmesinde ve politika analizlerinde kullanılamayacağını iddia etmektedirler.

VAR modellerine yönelik dięer bir eleřtiri, bu modellerdeki şok kavramı ve etki tepki fonksiyonları ile ilgilidir. Geleneksel regresyonda olduğu gibi, VAR modellerindeki şokların büyük bir kısmı modelden dışlanmış faktörleri yansıtmaktadır. Eęer bu faktörler modelde yer alan deęişkenlerle ilişkiliyse, VAR tahminleri dışlanmış deęişken sapması (omitted variable bias) içerecektir (Stock ve Watson, 2001:111). Böyle bir durumda etki tepki fonksiyonlarına dayalı olarak yapılan yorumlar yanıltıcı olacaktır. Çünkü bu fonksiyonlar VAR modelinin tahmin edilen parametrelerinden elde edilmektedir. Bu nedenle VAR tahminlerinin dışlanmış deęişken sapması içermemesi ve etki tepki analizinin tutarlı olması için modelin belirlenmesi aşamasında dikkatli olunmalıdır.

Granger nedenselsizliğin test edilmesinde VAR modeli kullanımı pek çok yazar tarafından eleştirilmiştir (Christiano ve Ljungvist 1987; Toda ve Phillips 1994,1993 ve Lütkepohl ve Proskitt 1992). Christiano ve Ljungvist (1987), Granger nedenselsizlik analizinin modelde yer alan değişkenlerin türüne (fark ya da düzey) karşı dirençsiz olduğunu göstermiştir. Toda ve Phillips (1994,1993), Granger nedenselsizliği test etmek için düzeyde VAR modeli kullanmış ve testin limit dağılımının standart olmadığını ve sorunlu parametrelere bağlı olduğunu ortaya koymuştur. Bu problemlerden dolayı Toda ve Phillips, bu analizin yapılmasında düzeyde VAR kullanımının doğru olmayacağını belirtmiştir. Öte yandan Lütkepohl ve Proskitt (1992) veri yaratan süreç sonsuz dereceden bir VAR iken, sonlu dereceden bir VAR modelinin tahminine bağlı olarak yapılan Granger nedenselsizlik testlerinde, boyut bozukluğu probleminin ortaya çıkabileceğini göstermiştir.

VAR modellerine yöneltilen diğer bir eleştiri bu modellerin sonuçlarının kullanılan gecikme uzunluğuna, trendin yok edilmesi için kullanılan yöntemlere, değişkenlerin tanımına, modelde yer alan değişkenlerin sayısına ve verinin sıklığına karşı dirençsiz olduğu yönündedir (Kennedy,2008:306). Bu bağlamda Cholesky ayrıştırmasıyla ayırt edilmiş bir VAR modelinden elde edilmiş olan etki tepkilerin ve varyans ayrıştırmalarının dirençliliğini inceleyen pek çok çalışma (Eichenbaum ve Singleton 1986; Runkle 1987; Ohanian 1988; ve Spencer 1989) yapılmıştır. Bu çalışmaların temel bulgusu; II Dünya Savaşı sonrasında ABD'deki konjonktür hareketlerinin özelliklerinin belirlenmesinde değişkenlerin sıralamasının, trendin yok edilmesi için kullanılan yöntemlerin, toplulaştırma derecesinin, kullanılan gecikme uzunluğunun ve değişkenlerin seçiminin önemli etkisinin olduğu yönündedir.

VAR modelleri ile politika analizi, üzerinde en az tartışılan konu olarak ön plana çıkmaktadır. Bu konudaki eleştiriler iki farklı bakış açısından gelmektedir. Bu bakış açılarından ilki rasyonel beklentiler ekonometri programıdır. Bu program Lucas kritiğine bağlı olarak VAR modelleriyle politika analizleri yapılmasının yanlış olacağını ileri sürmektedir. Diğer bakış açısı ise yapısal model ve nedensellik kavramlarını Sims' den farklı bir biçimde yorumlayan bakış açısidir (Canova,1999:104). İkinci bakış açısına daha önceden Cooley ve Leroy (1985)'in eleştirileriyle değinilmiş olduğu için

yalnızca rasyonel beklentiler ekonometri programının eleştirilerinin sunulması yararlı olacaktır.

Rasyonel beklentiler ekonometrik programı, VAR modelinin kullanıcılarının hükümetlere politika önerilerinde bulunamayacağını iddia etmektedir. Bu iddianın temel dayanağı VAR modelinin teorik olmaması değil, VAR ekonometrisyenlerinin cari stratejiyi optimal olarak görmeleridir. Rasyonel beklentiler modellerinde ekonomik ajanlar ve hükümet dinamik bir oyun oynar. Kısıtsız VAR modelleri bu dinamik optimizasyon uygulamalarının indirgenmiş form modelleri olarak ortaya çıkmıştır. Bir rasyonel beklentiler ekonometrisyeni, hükümet kararlarını tanımlayan dinamik oyunlar için optimal çözüm sağlayan politikayı önerir. Bu nedenle onun seçimi; hükümet değişkenlerinin dağılımını tanımlayan deterministik stratejiler arasında yer almaktadır. Kısıtsız VAR modeli ve kısıtsız rasyonel beklentiler VAR modeli arasındaki temel fark, dinamik oyunun tahmin döneminden sonra mı yoksa önce mi oynanacağı üzerinedir. Rasyonel beklentiler ekonometrisyenleri hükümet değişkenlerinin tarihsel olarak rassal stokastik bir süreç izlediğini varsayarlar, kısıtsız VAR modeli taraftarları hükümetin davranışının tarihsel olarak optimal olduğunu varsaymaktadırlar (Canova, 1999:105).

Kısıtsız VAR ekonometrisyenleri hükümetin davranışının yaklaşık olarak optimal olduğunu varsaydıklarından, gündelik politika müdahalelerinin hükümet stratejilerindeki değişimler ya da hükümet değişkenlerinin olasılık dağılımlarının tamamının değişmesi şeklinde olmadığını ileri sürmektedir. Onlara göre, bu tür değişimler çok nadir görülür. Altın standardının bitişi ya da Bretton Woods sisteminin çöküşü bu tür değişimlere örnek olabilir. Ancak geçmişte pek çok defa kullanılan sıkı para politikasının hükümet değişkenlerinin olasılık dağılımlarının tamamının değişmesini temsil etmesi mümkün değildir (Hoover, 1988:197). Bu mevcut olasılık dağılımından farklı bir değer seçilmesinden başka bir şey değildir. Dolayısıyla bir politika müdahalesi bütün politika müdahaleleri seti içerisinde yer alıyorsa ve ekonomik ajanlar alternatif politika müdahalelerine olasılık atayabiliyorlarsa, bu politika müdahalesi ekonomik ajanlar tarafından yeni bir politika stratejisi olarak değerlendirilmez. Böyle bir durumda Lucas kritiği göz ardı edilebilir ve indirgenmiş form denklemi politika müdahalesinden bağımsız katsayılara sahip olabilir.

2. İndirgenmiş Form VAR Modeli

İndirgenmiş form VAR modeli, her bir değişkeni kendi geçmiş değerlerinin, sistemdeki diğer bütün değişkenlerin gecikmeli değerlerinin ve serisel olarak ilişkisiz olan bozucu terimlerin bir fonksiyonu olarak ifade eder (Stock ve Watson, 2001:102). Bu modeller araştırmacılar tarafından öngörü ve politika analizleri yapmak amacıyla kullanılır. Örneğin maliye politikası ya da para politikası şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini inceleyen bir araştırmacı bu modelden yararlanabilir.

Bu modellerde bozucu terimlerin, $E(u_t u_t') = \Sigma_u$ biçimindeki bir kovaryans matrisiyle sıfır ortalamalı ($E(u_t) = 0$) beyaz gürültü süreci olduğu varsayılmaktadır. K değişkenli p. dereceden bir VAR modeli şu şekilde ifade edilebilir:

$$y_t = v + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + u_t \quad (2.11)$$

Burada A_i ' ler $(K \times K)$ boyutunda parametreler matrisini, $y_t = (y_{1t}, \dots, y_{Kt})'$ $(K \times 1)$ boyutunda içsel değişkenler vektörünü ve $v = (v_1, \dots, v_K)'$ $(K \times 1)$ boyutunda sabit terimler vektörünü ve $u_t = (u_{1t}, \dots, u_{Kt})'$ $(K \times 1)$ boyutunda bozucu terimler vektörünü göstermektedir. Eşitlik (2.11)'de verilen VAR(p) modeli gecikme işlemcisi kullanılarak daha kompakt formda aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\begin{aligned} y_t &= v + A_1 L y_t + \dots + A_p L^p y_t + u_t \\ A(L) y_t &= v + u_t \end{aligned} \quad (2.12)$$

Burada $A(L)$ gecikme işlemcisi çok terimlidir ve $A(L) = I_K - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p$ biçiminde gösterilir. VAR(p) modelinin eşitlik (2.12)'deki temsili, etki tepki fonksiyonlarının türetilmesinde ve modelin istikrarlılığının incelenmesinde kolaylık sağlamaktadır.

2.1. VAR(p) Modelinin Alternatif Temsilleri

VAR(p) modelinin iki alternatif temsili vardır: Eşlikçi(Companion) form temsili ve eş anlı denklemler formu temsili. Bu temsiller modelin bilinmeyen parametrelerinin türetilmesinde ve momentlerin hesaplanmasında faydalıdır. Ayrıca eşitlik (2.11)'deki sunuma göre, eşlikçi form temsili ve eşanlı denklemler formatı daha kullanışlıdır.

2.1.1. Eşlikçi form temsili

VAR modelinin eşlikçi form temsili, VAR(p) modelini büyük ölçekli bir VAR(1) modeline dönüştürür. VAR modelinin parametre tahminlerini ya da momentlerini hesaplamaya ihtiyaç olduğunda, bu temsili kullanmak oldukça yararlıdır (Canova,2007:117). Eşitlik (2.11)'deki K değişkenli p. dereceden VAR modeli eşlikçi formda şu şekilde yazılabilir:

$$\begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \dots \\ y_{t-p+1} \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \nu \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} A_1 & A_2 & \dots & A_p \\ I & 0 & \dots & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & \dots & I & 0 \end{bmatrix} \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ y_{t-2} \\ \dots \\ y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_t \\ 0 \\ \dots \\ 0 \end{pmatrix} \quad (2.13)$$

Eşitlik (2.13)'ün daha kompakt formu şu şekildedir:

$$Y_t = \nu + AY_{t-1} + U_t \quad (2.14)$$

2.1.2. Eş anlı denklemler formatı

VAR modelleri bir eş anlı denklemler modelinin indirgenmiş formu olarak görülebilir. Bu bağlamda bir eş anlı denklemler sistemi formatı kullanılarak, VAR modelinin ikinci yararlı temsili elde edilebilir. Bir VAR(p) modeli eş anlı denklemler formatında aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\Theta y_t = \alpha + \Psi y_{t-1} + \omega_t \quad (2.15)$$

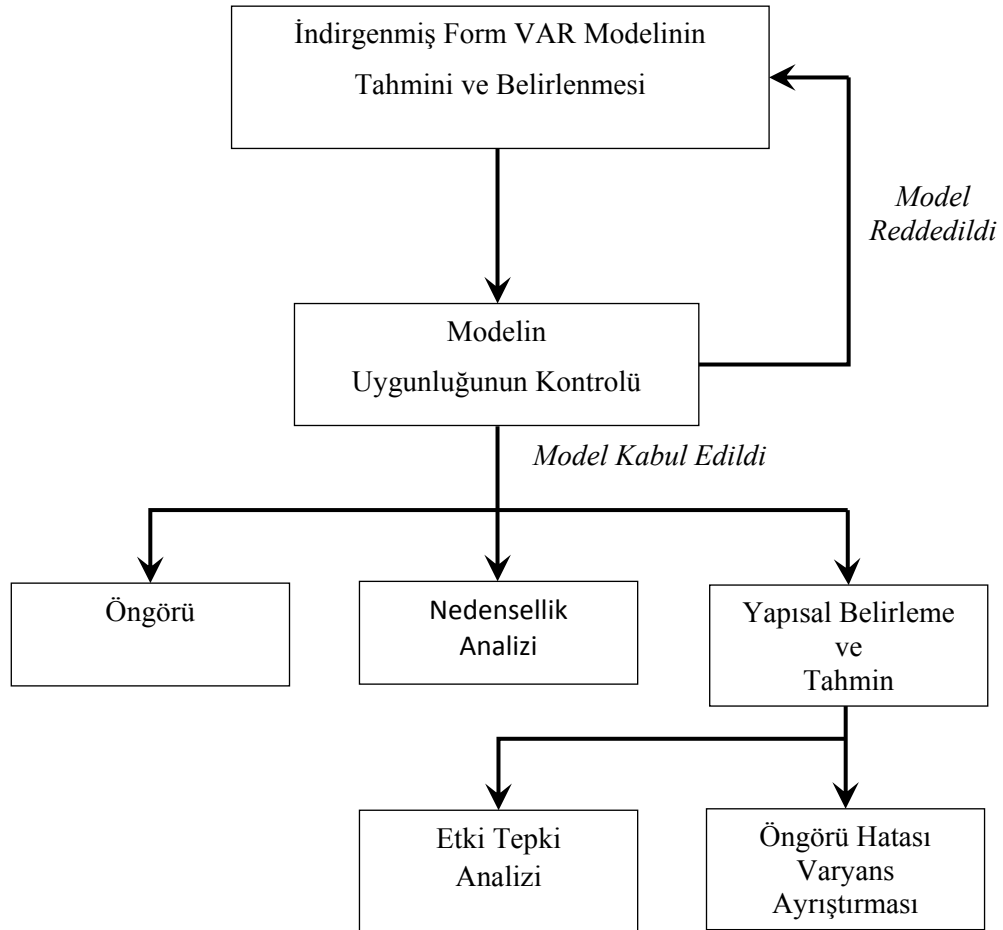
Burada Θ tekil olamayan bir matristir ve $\text{var}[\omega_t] = \Sigma$ dır. Yukarıdaki temsili kullanarak y_t 'nin momentleri kolaylıkla hesaplanabilir.

2.2. VAR Analizinin Aşamaları

Makroekonomik analizin standart aracı olan VAR yaklaşımının aşamaları Şekil 19'da gösterilmektedir. Bu şekil incelendiğinde, VAR analizinin ilk aşamasının indirgenmiş form VAR modelinin tahmini ve belirlenmesi olduğu görülmektedir. İndirgenmiş form VAR modelinin her bir denklemi aynı sağ taraf değişkenlerini içerdiğinden, modelin her bir denklemi ayrı ayrı En Küçük Kareler (OLS) yöntemiyle etkin bir şekilde tahmin edilir. Modelde yer alan değişkenlerin hepsi durağan olduğunda,

tahmin ve katsayılar üzerindeki hipotezlerin sınanmasıyla ilgili bir sorun söz konusu değildir. Fakat modelde yer alan değişkenlerin bazıları ya da tamamı durağan değilse, katsayılar üzerindeki hipotezlerin test edilememesi problemiyle karşılaşilmektedir (Canova, 1999:82). Bu sorun ve olası çözümleri izleyen başlıkta tartışılacaktır.

Modelin tahmininin yanı sıra modelin belirlenmesi aşaması da büyük öneme sahiptir. Bu aşama modelde yer alacak değişkenlerin, modelin gecikme uzunluğunun, modelde yer alacak deterministik bileşenlerin seçimini ve $A(L)$ matrisinin patlayıcı ya da durağan olmayan köklerinin olup olmadığının incelenmesini içerir (Canova, 1995:61).



Şekil 19. VAR analizinin aşamaları

Kaynak: Lütkepohl, 2007:480.

Belirleme ve tahminden sonraki aşama modelin uygunluk sınamasıdır. Bu aşamada indirgenmiş form VAR modelinin artıklarında otokorelasyon, değişen varyanslılık ve normal olmama gibi sorunların olup olmadığı sınanır. Bu aşamada modelde eksikli belirlenirse, uygun bir model bulunana kadar kullanılan modelde değişiklikler yapılır. İndirgenmiş form VAR modeli uygunluk sınamalarından geçtikten sonra, araştırmacının amacı doğrultusunda öngörü yapmak, değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri analiz etmek ve etki tepki ve varyans ayrıştırması analizleri yapmak için kullanılabilir.

2.2.1. Tahmin

VAR modelinin tahmini nispeten basittir. Bu modelin her bir denklemini aynı sağ taraf değişkenlerine sahip olduğundan, modeldeki her bir denkleme ayrı ayrı OLS uygulanarak parametrelerin tahminleri elde edilebilir (Johnston ve Dinardo, 1997:297). Bu OLS tahminleri tutarlı ve asimptotik olarak etkindir (Enders, 2010:303). VAR modeli OLS ile tahmin edildikten sonra, bozucu terimlerin kovaryans matrisi OLS artıklarının kareleri toplamının ortalamasıyla ya da karelerinin çapraz çarpımlarının toplamının ortalamasıyla tahmin edilebilir. Eğer bozucu terimler normal dağılıma sahipse, OLS tahminleri Maksimum Olabilirlik (ML) tahminlerine eşittir. Buna karşın bozucu terimler normal dağılmamışsa, OLS tahminleri etkin Genelleştirilmiş Momentler (GMM) tahminleri olarak kalır (Greene, 2007:696).

Eşitlik (2.11)'deki VAR(p) modelinden yararlanılarak, VAR modelinin parametrelerinin OLS tahminleri elde edilebilir⁵⁰. Bunun için öncelikle veri bir gözlem boyutu Y , $y_1, \dots, y_T$ ve örneklem öncesi değerlerle $y_{-p+1}, \dots, y_0$ aşağıdaki tanımlamalar yapılmalıdır.

$$Y = [y_1, \dots, y_T], \quad Y = [Y_0, \dots, Y_{T-1}], \quad \text{burada} \quad Y_{T-1} = \begin{pmatrix} y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p} \end{pmatrix}$$

$$A = [A_1, \dots, A_p], \quad U = [u_1, \dots, u_T]$$

Yukarıda ifade edilen notasyonlar kullanılarak, model kompakt bir şekilde yazılabilir.

⁵⁰ Burada dikkate alınan VAR(p) modelinin değişkenlerin düzey değerlerini içerdiği ve bu değişkenlerinde I(0) olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca eşitlik 2.11'deki VAR(p) modelinde yer alan deterministik bileşenler burada dikkate alınmamaktadır.

$$Y = AY + U \quad (2.16)$$

Modelin denklemlerinin her birinin ayrı ayrı OLS ile tahmin edilmesiyle, aşağıdaki OLS tahmincilerine ulaşılır.

$$\hat{A} = [\hat{A}_1, \dots, \hat{A}_p] = \mathbf{Y}\mathbf{Y}'(\mathbf{Y}\mathbf{Y}')^{-1} \quad (2.17)$$

Parametreler matrisi üzerinde herhangi bir kısıtlama olmadığında, eşitlik (2.17)'deki OLS tahmincileri Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GLS) tahmincilerine eşittir. Ayrıca daha önceden de belirtildiği gibi, süreç Gaussçu normal olarak dağılmışsa ya da başka bir ifadeyle $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$ ise OLS tahmincileri aynı zamanda ML tahmincileri ile aynıdır. Dolayısıyla asimptotik tahmin etkinliğinde bir kayıp söz konusu değildir. Bunlara ilaveten, tahmin edilen VAR modeli istikrarlıysa ya da modelde yer alan değişkenler durağansa, genel koşullar altında OLS tahmincileri asimptotik olarak normal bir dağılıma sahiptir (Lütkepohl, 2009:289-290).

$$\sqrt{T}vec(\hat{A} - A) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_A) \quad (2.18)$$

Bu asimptotik dağılımın kovaryans matrisi şöyledir:

$$\Sigma_A = p \lim (\mathbf{Y}\mathbf{Y}'/T)^{-1} \otimes \Sigma_u \quad (2.19)$$

Eşitlik (2.19)'daki kovaryans matrisi $\Sigma_A = (\mathbf{Y}\mathbf{Y}'/T)^{-1} \otimes \hat{\Sigma}_u$ ile tutarlı olarak tahmin edilir. Burada $\hat{\Sigma}_u$ şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$\hat{\Sigma}_u = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$$

Burada $u_t = y_t - \hat{A}Y_{t-1}$ OLS artıklarıdır. Bu nedenle Σ_u ' nun bir tahmincisi olarak $\hat{\Sigma}_u$ kullanılabilir.

VAR tahminiyle ilgili açıklığa kavuşturulması gereken önemli bir konu; modeli tahmin etmek için değişkenlerin durağanlığına ihtiyaç olup olmamasıyla ilgilidir. Aslında bu konu VAR parametrelerinin OLS tahmincilerinin özellikleriyle yakından

ilişkilidir. VAR modeli durağan değişkenler içerdiği durumda, VAR parametrelerinin OLS tahmincileri tutarlı ve asimptotik olarak etkindir. Diğer taraftan VAR modelinde yer alan değişkenlerin bazıları ya da tamamı durağan olmadığında ya da eş bütünleşik olduğu durumda da, ilginç bir şekilde OLS tahmincilerinin bu özellikleri hala geçerlidir. Dolayısıyla modelde yer alan değişkenler durağan olmadığında ya da eş bütünleşik olduğunda bile, VAR katsayılarının tutarlı tahminleri OLS'le elde edilebilir⁵¹. Ancak bu durumda tahmin edilen bazı parametreler ya da parametrelerin doğrusal kombinasyonu $\sqrt{T}$ den daha hızlı bir oranda yakınsadığı için tahmin edilen katsayıların kovaryans matrisi ($\Sigma_{\hat{A}}$) tekil olacaktır. Başka bir ifadeyle, değişkenlerin bazıları $I(1)$ olduğu durumda $\hat{A}$ 'nın asimptotik dağılımı standart olmayacaktır. Bu yüzden tahmin edilen VAR katsayıları ile ilgili çıkarımlar için klasik t , χ^2 ve F testleri geçerli olmayacaktır. Ancak bu genel sonuçlara rağmen asimptotik çıkarımların geçerliliğini koruduğu pek çok durum da vardır (Lütkepohl, 2001:682).

Sonuç olarak VAR modelinde yer alan değişkenlerin bazılarının ya da tamamının bütünleşik ya da eş bütünleşik olması durumunda, modelin katsayıları OLS ile tutarlı olarak tahmin edilmektedir. Fakat tahmin edilen bu katsayıların asimptotik dağılımları standart olmayacaktır. Dolayısıyla bu durumda, bütünleşik katsayıların üzerindeki hipotezlerin standart asimptotik teori kullanılarak test edilmesi mümkün olmayacaktır. Başka bir ifadeyle, VAR modeli durağan olmayan değişkenler içerdiğinde, tahmin edilen katsayılar üzerindeki hipotezlerin test edilememesi sorunuyla karşılaşmaktadır. Bu soruna getirilen çözümler maddeler halinde aşağıda sunulmaktadır (Canova, 1999:82-83):

- i. Bütünleşik katsayılar üzerindeki hipotezlerin sınanması standart olmayan asimptotik teoriyi gerektirdiğinden, doğru çıkarımlar için değişkenlerin bütünleşme derecelerinin belirlenmesi kritik öneme sahiptir. Bu yargı VAR modelinin her bir değişkeninin uzun dönem özelliklerinin belirlenmesinde; uygun modelleme stratejisinin tek değişkenli birim kök testlerine dayanması gerektiği olgusunu ortaya çıkarmıştır. Tek değişkenli birim kök testlerinin sonuçlarına bağlı olarak genellikle

⁵¹ Detaylı bilgi için bakınız Sims, Stock ve Watson(1990).

değişkenlerin birinci farklarıyla VAR modeli seçilmektedir. Dolayısıyla tahmin edilen katsayılar üzerindeki hipotezlerin test edilememesi sorununa getirilen çözüm önerilerinden birisi; VAR modeli tahmin edilmeden önce değişkenlerin durağanlığının tek değişkenli birim kök testleriyle incelenmesidir. Bu yaklaşım değişkenlerin birinci farklarıyla VAR modeli tahminini önermektedir.

- ii. Sorunun farklı bir çözümü Engle ve Granger (1987) tarafından sağlanmıştır. Engle ve Granger (1987), tek değişkenli birim kök testlerinin VAR modelinde çok fazla birim kök yarattığını göstermiştir. Bu nedenle katsayılar üzerindeki hipotezlerin test edilememesi problemine farklı bir çözüm getirmiştir. Engle ve Granger, VAR modelinin Vektör Hata Düzeltme(VEC) formunda ifade edilmesini ve ilgili parametrelerin tahmininde iki aşamalı bir yaklaşımın kullanımını önermiştir. Diğer taraftan Johansen (1988) ve Johansen ve Juselius (1990) eş bütünleşme vektörleri varsa, bu eş bütünleşme vektörlerinin birleşik olarak tahmin edilmesini ve VAR modelinin katsayılarının uzun dönem katsayılar matrisi üzerindeki rank kısıtları altında Tam Bilgi Maksimum Olabilirlik (FIML) ile tahminini önermişlerdir.
- iii. Sims, Stock ve Watson (1990) tahmin edilen katsayılar üzerindeki hipotezlerin test edilememesi problemine kapsamlı bir çözüm sağlamıştır. Sims vd. (1990)
 - a. Değişkenlerin bütünleşme derecesinden bağımsız olarak katsayıların tutarlı olarak tahmin edildiğini,
 - b. Dönüştürülmüş bir VAR modelinde; sıfır ortalamalı durağan bir kanonik tahminci üzerindeki bir kısıtlama olarak yazılabilen herhangi bir hipotezin, standart asimptotik teori kullanılarak test edilebileceğini

göstererek; Engle-Granger iki aşamalı yönteminin gereksiz olduğunu ileri sürmüştür. Bu yaklaşımda değişkenlerin bütünleşme derecesi ve eş bütünleşme kısıtlarının sayısı, hangi dağılımın uygulanacağını belirlenmesi için önemlidir. Fakat modelde durağan olamayan değişkenlerin bulunması anlamalı ekonomik çıkarımlar yapmak için

VAR modelinin VECM formuna dönüştürülmesini gerektirmez. Dolayısıyla Sims vd. (1990) düzeyde VAR modeli kullanımını önermiştir.

VAR modelinin tahminiyle ilgili tartışmalar modelde yer alan değişkenlerin tamamı $I(0)$ olduğunda, modelin tahminiyle ilgili bir sorun olmadığını göstermektedir. Bu durumda değişkenlerin düzey değerleriyle VAR modeli tahmin edilir. VAR parametrelerinin OLS tahmincileri tutarlı ve asimptotik olarak etkindir. Ayrıca tahmin edilen katsayıların asimptotik dağılımı standarttır. Bu yüzden herhangi bir test etme problemi söz konusu değildir. Diğer taraftan modelde yer alan değişkenlerin bazıları ya da tamamı $I(1)$ olduğunda, değişkenlerin düzey değerleriyle VAR modelinin mi yoksa birinci farklarıyla VAR modelinin mi kullanılacağı konusu tartışmalıdır. Hamilton(1994:651-652) iki seçeneğin avantajlı ve dezavantajlı yönlerini aşağıdaki gibi özetlemektedir.

- (a) VAR modelinde yer alan değişkenlerin bazıları $I(1)$ olduğunda; stratejilerden birisi, değişkenlerin durağan olmamasını göz ardı edip basitçe düzeyde VAR modelini tahmin etmek ve herhangi bir hipotezin sınanması için standart t ve F dağılımlarını kullanmaktır. Bu strateji aşağıdaki özellikler olduğunda önerilmektedir.
 - i. Sistemin dinamiğini tanımlayan parametreler tutarlı olarak tahmin edildiğinde.
 - ii. Gerçek model birinci farklarla VAR modeli olsa bile, düzeyde VAR modeline dayalı hipotez testlerinin ve parametrelerin belirli fonksiyonları, farkı alınmış veriye dayalı tahminlerde olduğu gibi, aynı asimptotik dağılıma sahip olduğunda.
 - iii. Bu istatistikler için klasik teori standart olmadığı zaman bile, test istatistiklerinin geleneksel t ya da F dağılımları için Bayesçi bir yaklaşım verilebildiğinde.
- (b) Diğer strateji VAR modeli tahmin etmeden önce durağan olmayan değişkenlerin rutin olarak farkının alınmasıdır. Eğer gerçek süreç değişkenlerin farklarıyla VAR modeli ise, değişkenlerin farkının alınması tahminlerin tamamının küçük örneklem performansını artırır ve bu hipotez testleriyle ilişkili standart olmayan asimptotik

dağılımları ortadan kaldırır. Bu yaklaşımın bir sakıncası gerçek süreç değişkenlerin farklarıyla VAR olmayabilir. Aslında değişkenlerin bazıları durağan olabilir ya da belki de serilerin bazı doğrusal bileşenleri durağan olabilir. Böyle durumlarda modelin biçimi (değişkenlerin farklarıyla VAR) yanlış belirlenmiş olacaktır.

VAR modelinin tahminindeki diğer bir tartışma ise değişkenlerin eş bütünleşik olduğu durumla ilgilidir. Böyle bir durumda VAR modeli iki farklı formda olabilir: Düzeyde kısıtsız VAR modeli ve Vektör Hata Düzeltme (VEC) modeli. Dolayısıyla modelde yer alan değişkenler eş bütünleşik olduğu durumda, düzeyde kısıtsız VAR modelinin mi yoksa VEC modelinin mi tahmin edilmesinin daha iyi bir yaklaşım olduğu sorusuyla karşılaşılmaktadır. Hamilton (1994) ve Lütkepohl ve Reimers (1992), düzeyde VAR modelinin tahminiyle VEC modelinin tahmininin asimptotik olarak aynı olduğunu ileri sürmektedirler (Berument vd, 2009:24). Bununla birlikte böyle bir durumda VEC modeli kullanımını destekleyen bir literatür olmasına rağmen özellikle kısa dönemli analizlerde, VEC modeli tahmin etmek yerine düzeyde VAR modeli tahmin edilmesinin daha iyi bir yaklaşım olacağı iddia edilmektedir (Farzanegan ve Markwardt, 2009:139). Naka ve Tufte (1997), eş bütünleşik sistemlerde etki tepki fonksiyonlarını inceleyerek düzeyde VAR modelinin avantajlı yönleri üzerine vurgu yapmışlardır. Bu çalışmada, uzun dönemli bir analiz yapılırken, eş bütünleşme ilişkisinin tahmininin ve eş bütünleşme kısıtlarının konulmasının anlamlı etki tepkiler elde etmek için gerekli olduğu gösterilmektedir. Buna karşın kısa dönemli analizlerde, iki yöntemin performansının neredeyse aynı olduğu, bu yüzden düzeyde VAR modeli yerine VEC modeli tahmin edilmesinin anlamlı olmayacağı vurgulanmaktadır (Nuke ve Tufte, 1997:1602). Bu çalışmaya ilaveten Engle ve Yoo (1987), Clements ve Hendry (1995) ve Hoffman ve Rasche (1996) gibi diğer çalışmalarda da, düzeyde VAR modelinin VEC modelinden daha üstün olduğu gösterilmektedir.

2.2.2. Belirleme

VAR analizinin en önemli aşamalarından birisi indirgenmiş form VAR modelinin belirlenmesi aşamasıdır. Modelde hangi değişkenlerin yer alacağına, modelin deterministik bileşenlerine ve otoregresyonun gecikme uzunluğuna bu aşamada karar verilir. Ayrıca bu aşamada $A(L)$ 'nin patlayıcı ya da durağan olmayan köklerinin olup olmadığı da incelenir. Etki tepki ve varyans ayrıştırması gibi analizlerin sonuçları bu

aşamada alınan kararlara (gecikme uzunluğu seçimi gibi) oldukça duyarlı olduğu için belirleme aşaması VAR analizinin en kritik aşamasıdır.

Modelin belirlenmesine analizde yer alacak değişkenlerin seçimiyle başlanır. Bu aşamada ekonomik teori, ampirik gözlemler ya da deneyimler göz önünde bulundurulabilir. Genellikle, önemli ölçüde karşılıklı etkileşime sahip olan bütün değişkenler modele dahil edilmelidir (Canova, 1995:61). Ancak modele daha fazla değişken eklendikçe, serbestlik derecesi hızlı bir şekilde azalacaktır. Mevcut veri setlerinin boyutlarının sınırlı olduğu göz önünde bulundurulduğunda, modele yeni değişkenlerin eklenmesiyle ilgili dikkatli olunması gerektiği açıktır.

Bu aşamada verilmesi gereken diğer önemli karar, modelde yer alacak deterministik bileşenlerle ilgilidir. Sabit terim modelde yer almalı mıdır ya da deterministik trend modele dahil edilmeli midir? Bu soruların cevapları da ekonomik teori, ampirik gözlemler ve deneyimlere bağlı olarak verilir.

Gecikme uzunluğunun seçimi ve $A(L)$ 'nin köklerinin incelenmesi belirleme aşamasının belki de en önemli kısımlarıdır. Bu nedenle modelin gecikme uzunluğunun seçimi ve $A(L)$ 'nin köklerinin analizi izleyen alt başlıklarda incelenecektir.

2.2.2.1. Gecikme uzunluğunun seçimi

İndirgenmiş form VAR modeliyle ilgili bütün çıkarımlar gecikme uzunluğu seçimine bağlı olduğundan, optimal gecikme uzunluğunun seçimi büyük önem taşımaktadır (Hatemi-J, 2003:135). Nitekim gecikme uzunluğu seçiminin etki tepki fonksiyonları ve politika çıkarımları üzerindeki etkileri ile ilgili yapılan çalışmalarda; etki tepki analizi sonuçlarının ve politika önerilerinin gecikme uzunluğu seçimine oldukça duyarlı olduğu gösterilmiştir⁵². Bütün bu nedenlerden dolayı optimal gecikme uzunluğunun seçimi kritik öneme sahiptir.

Optimal gecikme uzunluğunun seçiminde genellikle ardışık sına prosedürü ve model seçim kriterleri kullanılmaktadır. Bu yaklaşımlara alternatif olarak Hatemi-J(1999,2001) yeni bir yaklaşım önermiştir. Bu alternatif yaklaşım model seçim kriterlerinin LR testiyle desteklenmesini önermektedir.

⁵² Bakınız Hafer ve Sheehan (1991), Kilian (2001) ve Ivanov ve Kilian (2005)

2.2.2.1.1. Ardışık yaklaşım

VAR modelinin optimal gecikme uzunluğunun seçiminde kullanılan ardışık yaklaşım Olabilirlik Oranı(LR) testine dayanmaktadır. Bu yaklaşıma serbestlik derecesi ve veri setinin boyutunun büyüklüğü göz önünde bulundurularak, mümkün olan en yüksek gecikme uzunluğuyla başlanır ve aşağıdaki boş ve alternatif hipotezler LR testi kullanılarak sınanır. Burada maksimum gecikme uzunluğu M olarak alınmıştır.

$$\begin{aligned}
 H_0^1 : A_M = 0 & \quad \text{karşı} \quad H_1^1 : A_M \neq 0 \\
 H_0^2 : A_{M-1} = 0 & \quad \text{karşı} \quad H_1^2 : A_{M-1} \neq 0 \mid A_M = 0 \\
 & \vdots \\
 H_0^i : A_{M-i+1} = 0 & \quad \text{karşı} \quad H_1^i : A_{M-i+1} \neq 0 \mid A_M = \dots = A_{M-i+2} = 0 \\
 & \vdots \\
 H_0^M : A_1 = 0 & \quad \text{karşı} \quad H_1^M : A_1 \neq 0 \mid A_M = \dots = A_2 = 0
 \end{aligned} \tag{2.20}$$

Burada her bir boş hipotez bir öncekinin gerçek olduğuna koşullu olarak sınanır. Boş hipotezlerden bir tanesi reddedildiğinde, ardışık sınama süreci sonlandırılır ve optimal gecikme uzunluğu reddedilen boş hipoteze göre seçilir. Örneğin H_0^i hipotezi reddedildiğinde, $\hat{p} = M - i + 1$ optimal gecikme uzunluğu olarak seçilir (Lütkepohl, 2005:143).

LR istatistiği şu şekilde hesaplanır.:

$$LR = T \left(\ln \left| \sum_u^{re} \right| - \ln \left| \sum_u^{ur} \right| \right) \tag{2.21}$$

Burada T gözlem sayısını, $\sum_u^{re}$ kısıtlı modelin artıklarının kovaryans matrisinin ML tahmincisi, $\sum_u^{ur}$ kısıtsız modelin artıklarının kovaryans matrisinin ML tahmincisini göstermektedir. Boş hipotez altında bu istatistik, sistemdeki kısıtların sayısına eşit serbestlik derecesiyle asimptotik bir χ^2 dağılımına sahiptir (Hamilton, 1994:297).

Ekonomik analizlerde genellikle örneklemelerin boyutu küçük olduğundan, eşitlik (2.21)'deki LR istatistiği çok fazla kullanılmamaktadır. Bunun yerine, Sims (1980:17) tarafından önerilen küçük örneklem sapması dikkate alınmış LR istatistiğinin kullanımı yaygındır. Sims tarafından önerilen LR istatistiği aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$LR^c = (T - qm) \left(\ln \left| \sum_u^{re} \right| - \ln \left| \sum_u^{ur} \right| \right) \quad (2.22)$$

Burada qm kısıtsız sistemin her bir denkleminde tahmin edilen parametre sayısını göstermektedir.

Optimal gecikme uzunluğu seçiminde kullanılan ardışık yaklaşımın dayandığı LR testinin üç önemli özelliği vardır (Canova, 2007:112):

- (a) Boş hipotez altında artıklar beyaz gürültü, y_t süreci durağan ve ergodik olduğunda, LR testi geçerlidir.
- (b) LR istatistiği y_t üzerindeki dağılımla ilgili varsayımlar olmaksızın hesaplanabilir. Bunun için gerekli olan şey, u_t 'nin bağımsız bir beyaz gürültü serisi olması ve sınırlı bir dördüncü momente sahip olmasıdır.
- (c) LR'nin dağılımı yalnızca asimptotik olarak geçerlidir.

Bu yaklaşımda maksimum gecikme uzunluğunun ($p_{\max}$) seçimi oldukça önemlidir. Maksimum gecikme uzunluğu aşırı büyük belirlenirse, boş hipotez ilk defa reddedilmeden önce uzun bir sınama serisi gerekebilir. Böyle uzun bir sınama serisi de test etme sürecinin tip 1 hatası üzerinde etkiye sahip olur. Diğer taraftan $p_{\max}$ 'ın çok küçük belirlenmesi durumunda, uygun bir modelin olasılıklar arasında yer alamaması ihtimali vardır. Bu durumda uygun model bulunamayabilir. Bu nedenle bu aşamada aşırı derecede büyük olmayan makul bir $p_{\max}$ ile başlanması yararlıdır (Lütkepohl, 2007:488). Makul bir maksimum gecikme uzunluğu ise kullanılan verinin sıklığına bağlıdır. Farklı sıklıktaki veriler için tipik maksimum gecikme uzunluğu seçimleri şu şekildedir: Yıllık veriler için 3, çeyreklik veriler için 8 ve aylık veriler için 18 dir (Canova, 2007:111).

2.2.2.1.2. Model seçim kriterleri

Sonlu dereceden kısıtsız bir VAR modelinin gecikme uzunluğunun seçiminde iki karşıt yargı mutlaka dikkate alınmalıdır: modelin doğru belirlenmesi ve boyutsallık belası (curse of dimensionality). Sistemdeki gecikme uzunluğunun sayısı ile birlikte tahmin edilecek parametre sayısı hızlı bir şekilde artacağından, makul boyutlu sistemler gözlemlerin sayısına oranla oldukça fazla parametrelidir. Bu ise verinin kısa dönem özelliklerinin zayıf ve etkinsiz tahminlerine yol açacaktır. Öte yandan gecikme uzunluğu çok küçük olursa, bozucu terimlerde açıklanmamış bilgi kalacaktır. Böyle bir

durumda veriyi karakterize etmek için mevcut bilginin yalnızca bir alt kümesi olan istatistiksel model kullanılmış olur ve bozucu terimlerde açıklanmamış bilginin kalması katsayıların sahte anlamlılığına yol açabilir. Aşırı parametreleştirme ve aşırı basitleştirme arasındaki bu ödünleşim, gecikme uzunluğu seçimi için dizayn edilmiş olan seçim kriterlerinin temelini oluşturur (Canova, 1995:62). Bu seçim kriterlerinin tamamı aşağıdaki genel forma sahiptir.

$$C(m) = \ln \det(\hat{\Sigma}_m) + c_T \varphi(m)$$

Burada

$$\hat{\Sigma}_m = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{u}_t \hat{u}_t'$$

m dereceden bir model için artıkların kovaryans matrisi tahmincisidir. $\varphi(m)$ büyük dereceden VAR modellerini cezalandıran bir fonksiyondur. Ayrıca c_T örneklem boyutuna bağlı olabilen bir seri iken, $\ln \det(\hat{\Sigma}_m)$ terimi m dereceden bir modelin uyumunu ölçmektedir. Kovaryans matrisi tahmincisinde serbestlik dereceleri için bir düzeltme olmadığından, m arttığında $\ln \det(\hat{\Sigma}_m)$ azalır (Lütkepohl, 2007:111).

Gecikme uzunluğu seçim kriterlerinden yaygın olarak kullanılan üç tanesi şu şekildedir:

- (i) *Akaike Bilgi Kriteri* (Akaike, 1973;1974)

$$AIC(m) = \ln \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{2}{T} mK^2$$

- (ii) *Schwarz Kriteri* (Rissanen, 1978; Schwarz, 1978)

$$SC(m) = \ln \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{\ln T}{T} mK^2$$

- (iii) *Hannan-Quinn Kriteri* (Hannan ve Quinn 1979; Quinn1980)

$$HQ(m) = \ln \det(\hat{\Sigma}_m) + \frac{2 \ln \ln T}{T} mK^2$$

Bu üç kriter incelendiğinde; bu kriterler arasındaki temel farklılığın c_T 'den kaynaklandığı görülmektedir. Bu değer Akaike Bilgi Kriterinde $c_T = 2/T$ şeklinde tanımlanmışken, SC ve HQ'da sırasıyla $c_T = \ln T/T$ ve $c_T = 2 \ln \ln T/T$ olarak tanımlanmıştır. Her bir durumda, alternatif gecikme uzunlukları içerisinde kriterlerin değerini minimize eden gecikme uzunluğu optimal gecikme uzunluğu olarak seçilir. Ayrıca gerçek gecikme uzunluğunun bu kümenin içerisinde yer aldığı varsayılmaktadır (Kilian, 2001:163).

Bu kriterlerin asimptotik özellikleri eksiksiz iken, küçük örneklem özellikleri hala inceleme altındadır (Canova, 1999:80). Veri yaratan süreç (DGP) sonlu dereceden bir VAR modeliyse ve maksimum gecikme uzunluğu gerçek gecikme uzunluğundan büyükse, genel koşullar altında HQ ve SC kriterleri VAR modelinin gecikme uzunluğunu tutarlı olarak tahmin etmektedir. Öte yandan, AIC optimal gecikme uzunluğunu asimptotik olarak aşırı tahmin etme eğilimindedir (Lütkepohl, 2001:685). Dolayısıyla AIC daima büyük bir gecikme uzunluğu seçerken, SC ve HQ AIC'den daha küçük boyutlu modelleri seçmektedir.

Diğer taraftan bu kriterlerin küçük örneklem özelliklerini inceleyen çalışmalar da vardır. Lütkepohl (2005), sonlu dereceden bir VAR modelinin gecikme uzunluğunun seçiminde; küçük örneklemelerde en iyi performansı gösteren kriterin SC olduğunu ileri sürmektedir. AIC, HQ ve SC tarafından seçilen gecikme uzunlukları $\hat{p}(AIC)$, $\hat{p}(HQ)$ ve $\hat{p}(SC)$ ile gösterilirse, 16'dan büyük örneklem boyutları için aşağıdaki ilişki geçerlidir (Lutkepohl, 2005:151,326).

$$\hat{p}(SC) \leq \hat{p}(HQ) \leq \hat{p}(AIC)$$

Belirtilmesi gereken önemli bir nokta Lütkepohl (2005)'in gecikme uzunluğu seçim kriterlerinin küçük örneklem özellikleriyle ilgili bulgularının; tahmin edilen VAR modelinin kısa dönem öngörü performansı ve gecikme uzunluğu tahminlerinin dağılımlarıyla ilgili simülasyon sonuçlarına bağlı olduğudur. Bu kriterlerin küçük örneklem özelliklerini kısa dönem öngörü performansı yerine, etki tepkilerin nokta tahminlerinin doğruluğu açısından karşılaştıran daha kapsamlı bir çalışma Kilian ve Ivanov (2005) tarafından yapılmıştır. Kilian ve Ivanov (2005) farklı veri yaratan

süreçler (DGP) ve farklı veri sıklıkları kullanarak, bu üç kriterin küçük örneklem özelliklerini incelemiştir. Bu çalışmanın sonuçları aylık verilerin kullanıldığı bütün VAR modelleri için en iyi seçim kriterinin AIC, çeyreklik verilerin kullanıldığı VAR modelleri için 120'den daha büyük gözlemlerde en iyi seçim kriterinin HQ ve 120'ye kadar olan gözlemler için en iyi seçim kriterinin SC olduğunu göstermektedir (Kilian ve Ivanov, 2005:11).

AIC, SC ve HQ'nun gerek küçük örneklem gerekse de asimptotik özellikleri incelendiğinde, genel olarak AIC'nin SC ve HQ'dan daha büyük gecikme uzunluğu seçme eğiliminde olduğu görülmektedir. Hurvich ve Tsai (1993) AIC'deki bu sapmayı düzeltmiş ve Sapması Düzeltilmiş Akaike Bilgi Kriterini (AIC_{BC}) geliştirmiştir. Bu kriter küçük örneklemde AIC'nin aşırı uyumlu modeli seçme eğilimini azaltarak, AIC ve HQ arasında bir köprü oluşturmak için dizayn edilmiştir (Kilian, 2001:163). AIC_{BC} şu şekilde ifade edilebilir:

$$AIC_{BC}(m) = T \left(\ln \det(\hat{\Sigma}_m) + K \right) + 2b \{ mK^2 + K(K+1)/2 \}$$

Burada b sapma düzeltme faktörüdür ve şu şekilde tanımlanmaktadır:

$$b = \frac{T}{\{T - (mK + K + 1)\}}$$

Yukarıda belirtilen gecikme uzunluğu seçim kriterlerine alternatif bir seçim kriteri Hatemi-J (2003) tarafından geliştirilmiştir. Bu gecikme uzunluğu seçim kriteri HQ ve SC'nin birleştirilmesiyle oluşturulmuştur. Her iki kriterde optimal gecikme uzunluğunun seçiminde iyi performans göstermesine rağmen, SC'nin HQ'ya oranla doğru gecikme uzunluğu seçme oranının daha yüksek olduğu ve HQ'nun SC'den daha üstün olduğu durumlar da vardır. Dolayısıyla bu iki kriter farklı gecikme uzunluklarını seçtiğinde, hangisinin seçiminin daha doğru olduğunun bilinmesi güçtür (Hatemi-J, 2003:136). İşte bu noktadan hareket eden Hatemi-J (2003) iki kriterin birleşiminden oluşan ve HJC ile gösterilen aşağıdaki bilgi kriterini geliştirmiştir.

$$HJC(m) = \ln \det(\hat{\Sigma}_m) + m \left(\frac{K^2 \ln T + 2K^2 \ln(\ln T)}{2T} \right)$$

Bu yeni bilgi kriterinin küçük örneklem performansı, VAR modelinin istikrarlı olduğu ve istikrarlı olmadığı durumlar altında incelenmiş ve HJC'nin VAR modelinin istikrarlı olup olmadığına bakılmaksızın, küçük örneklem (T=40) için doğru gecikme uzunluğu seçme oranının %85' ten fazla olduğu gösterilmiştir (Hatemi-J, 2003:167).

2.2.2.1.3. Alternatif yaklaşım

Bu yaklaşım model seçim kriterleriyle ardışık sınaama yaklaşımının dayandığı LR testini birleştirmektedir. Model seçim kriterleri içerisinde performansı en iyi olan SC ve HQ kriterleri, bazı durumlarda farklı gecikme uzunlukları seçebilmektedir. Hatemi-J (1999) böyle durumlarda, model seçim kriterlerinin LR testiyle desteklenmesini önermiştir (Hatemi-J ve Hacker, 2009:112). Dolayısıyla bu alternatif yaklaşım HQ ve SC kriterleri farklı gecikme uzunlukları seçtiklerinde, bu iki gecikme uzunluğu arasında seçim yapmak için LR testi kullanımını önermektedir.

2.2.2.2. VAR modelinin istikrarlılığı ve durağanlığı

VAR modelinin istikrarlılığı şu soruyla yakından ilişkilidir. VAR modelinin denklemlerinden birindeki bir şokun etkisi zamanla sönmekte midir? Bu sorunun cevabı evet ise, VAR modeli istikrarlıdır. Aksine hayırsa, VAR modeli istikrarlı değildir (Patterson,2000:601). Bu modellerin istikrarlılığı farklı şekillerde sınanabilir. Farklı türdeki bu istikrarlılık sınamalarını göstermek için öncelikle eşitlik (2.11)'deki VAR(p) modelinin gecikme işlemcisi kullanılarak elde edilen aşağıdaki biçimi ele alınsın:

$$A(L)y_t = v + u_t$$

$$A(L) = I - A_1L - A_2L^2 - \dots - A_pL^p$$

VAR modelinin istikrarlılığının sınanmasında kullanılan ilk yöntem A(L)'nin karakteristik köklerinin incelenmesini içerir. Eğer $\det[A(L)]$ 'nin kökleri birim çemberin dışındaysa, VAR süreci istikrarlıdır (Lütkepohl, 2005:15). Dolayısıyla VAR modelinin istikrarlılık koşulu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$|I_{Kp} - Az| = |I_K - A_1z - \dots - A_pz^p| \neq 0 \quad z \leq 1 \quad \text{için}$$

Bu koşul sağlanıyorsa VAR süreci istikrarlıdır. VAR sürecinin istikrarlılığının sınanmasında kullanılan diğer yöntem aşağıdaki karakteristik denkleme dayanmaktadır. Eğer bu karakteristik denklemin kökleri birim çemberin içerisindeyse, VAR süreci

istikrarlıdır. Başka bir ifadeyle A 'nın kökleri birim çemberin içindeyse süreç istikrarlıdır.

$$|I_K \lambda^p - A_1 \lambda^{p-1} - \dots - A_p| = 0$$

Eğer istikrarlılık koşulları sağlanıyorsa, y_t serileri birleşik olarak kovaryans durağandır. Yani VAR süreci istikrarlıysa, y_t 'nin içerisinde yer alan her bir seri sonlu ve zamandan bağımsız bir ortalamaya ve sonlu ve zamandan bağımsız bir varyansa sahiptir (Enders, 2010:300). Dolayısıyla istikrarlı bir VAR süreci durağandır. Fakat bunun tersi geçerli değildir.

2.2.3. Modelin uygunluğunun kontrolü

VAR analizi yapılırken, indirgenmiş form VAR modelinin tahmini ve belirlenmesinden sonra tahmin edilen modelin uygunluk sınamaları yapılmalıdır. Başka bir ifadeyle, tahmin edilen modelin veri yaratan sürecin iyi bir temsili olup olmadığı incelenmelidir. Eğer tahmin edilen model veri yaratan sürecin iyi bir temsili değilse, bu modelin etki tepki ve varyans ayrıştırması gibi istatistiksel araçlarının incelenmesiyle ulaşılan sonuçlar anlamlı olmayabilir. Hatta bu analizler sonucunda yapılan politika önerileri de yanlış olabilir.

Tahmin edilen modelin uygunluğunun incelenmesi için çeşitli istatistiksel araçlar vardır. Bu araçların büyük bir bölümü nihai modelin artıklarına dayanmaktadır. Bunların bazıları bireysel artıklara uygulanırken, diğerleri artık vektörünün tamamına uygulanır (Lütkepohl, 2001:689). Tahmin edilen modelin artıklarının görsel olarak incelenmesi, bu artıklarda otokorelasyon probleminin olup olmadığının sınanmasında kullanılan testler, artıkların normal dağılıp dağılmadığının incelenmesi için uygulanan testler ve modelin parametrelerinin istikrarlılığı için kullanılan testler bu istatistiksel araçlar arasında yer almaktadır.

2.2.3.1. Artıkların otokorelasyonunun sınanmasında kullanılan testler

Tahmin edilen VAR modelinin artıklarında otokorelasyon olup olmadığı; artıkların görsel olarak incelenmesiyle ve bazı formel testlerle sınanabilir. Bu formel testler arasında en yaygın kullanılanları Portmanteau ve LM testleridir.

2.2.3.1.1. Artıkların betimsel analizi

Nihai modelin artıklarında otokorelasyon olup olmadığının belirlenmesi için modelin her bir denkleminin artıkları görsel olarak incelenebilir. Bu bağlamda standartlaştırılmış artıklar ya da onların kareleri, kernel yoğunluk tahminleri ve artık serilerinin otokorelasyonları ve çapraz otokorelasyon fonksiyonları kullanılabilir. Bu şekilde görsel incelemeler, artıklarda otokorelasyon probleminin olup olmadığıyla ilgili öncül bilgi sağlar (Lütkepohl, 2004:125).

2.2.3.1.2. Portmanteau sınaması

Artıklarda otokorelasyon olup olmadığını incelemek için Portmanteau sınaması kullanılabilir. Bu test Portmanteau testinin tek değişkenli versiyonuna bağlı olarak Chitturri (1974) ve Hosking (1981) tarafından geliştirilmiştir. Bu sınamanın test istatistiği ve aşamaları aşağıdaki gibidir (Cramwell vd, 1994:15):

$$Q_h = T \sum_{l=1}^h \text{tr} \left(\hat{\Sigma}_l' \hat{\Sigma}_0^{-1} \hat{\Sigma}_l' \hat{\Sigma}_0^{-1} \right) \quad (2.23)$$

Burada

$$\hat{\Sigma}_l = \frac{1}{T} \sum_{t=l+1}^T \hat{u}_t \hat{u}_{t-l}'$$

ve $\hat{u}_t$ tahmin edilen artıklardır. Ayrıca T gözlem sayısını göstermektedir. Artıklarda otokorelasyon olup olmadığının sınanmasında; bu test kullanılırken aşağıdaki aşamalar izlenir:

(a) Boş hipotez belirlenir.

$$H_0 = E(\hat{u}_t \hat{u}_{t-l}') = 0, \quad i = 1, \dots, h > p$$

(b) Herhangi bir gecikme uzunluğu (h) için eşitlik (2.23)'teki test istatistiği hesaplanır.

(c) Herhangi bir anlamlılık düzeyinde(α), $k^2(h-p)$ serbestlik derecesiyle χ^2 dağılımından kritik değer elde edilir. Test istatistiğinin değeriyle bu kritik değer karşılaştırılır. Test istatistiğinin değeri kritik değerden küçükse boş

hipotez reddedilemez ve artıklarda h. dereceden bir otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılır.

Monte Carlo tekniği kullanılarak yapılan çalışmalarda, küçük örneklemelerde Portmanteau testinin nominal boyutunun, seçilen anlamlılık düzeyinden düşük olma eğiliminde olduğu gösterilmiştir. Bu yüzden testin pek çok alternatife karşı gücü düşüktür. Bu nedenle daha iyi küçük örneklem özellikleriyle değiştirilmiş test istatistiğinin kullanımı önerilmektedir (Lütkepohl,1991:152). Değiştirilmiş test istatistiği şöyledir:

$$Q_h^* = T^2 \sum_{i=1}^h \frac{1}{T-i} \text{tr} \left(\hat{\Sigma}_i' \hat{\Sigma}_0^{-1} \hat{\Sigma}_i' \hat{\Sigma}_0^{-1} \right)$$

Artıklarda otokorelasyon olup olmadığı bu test kullanılarak sınanırken, testin küçük örneklem özellikleri için h'ın seçimi kritik öneme sahiptir. Eğer h'ın değeri çok büyük olursa, testin gücü azalabilir. Bu yüzden uygulamada genellikle farklı h değerleri ele alınır. Diğer taraftan bu testin yüksek dereceden otokorelasyonun sınanmasında kullanılması önerilmektedir. Buna karşın düşük dereceden otokorelasyonun sınanması için LM testinin daha uygun olduğu ileri sürülmektedir (Lütkepohl, 2009:299).

2.2.3.1.3. LM testi

VAR modelinin artıklarında otokorelasyon olup olmadığının belirlenmesi için kullanılan başka bir test Breusch-Godfrey testi olarak da bilinen LM testidir. Bu testte VAR modelinin hata vektörünün aşağıdaki gibi bir VAR modeli olduğu varsayılmaktadır.

$$u_t = D_1 u_{t-1} + D_2 u_{t-2} + \dots + D_h u_{t-h} + v_t$$

Burada v_t beyaz gürültü sürecidir. Dolayısıyla artıklarda otokorelasyon yoksa, beyaz gürültü süreci olan v_t u_t 'ye eşit olacaktır. Bu nedenle aşağıdaki boş ve alternatif hipotez test edilebilir (Lütkepohl, 2005:171).

$$H_0 : D_1 = D_2 = \dots = D_h = 0$$

$$H_1 : D_j \neq 0 \text{ en azından bir tane } j \text{ için } j \in (1, h)$$

LM istatistiği aşağıdaki yardımcı regresyon modelinden hesaplanabilir.

$$\hat{u}_t = v + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + D_1 \hat{u}_{t-1} + D_2 \hat{u}_{t-2} + \dots + D_h \hat{u}_{t-h} + \varepsilon_t$$

Tahmin edilen yardımcı regresyon modelinin artıkları $\hat{\varepsilon}_t$ ($t=1, \dots, T$) ile gösterildiğinde, bu artıkların kovaryans matrisi tahmincisi $\hat{\Sigma}_\varepsilon = \frac{1}{T} \sum_{j=1}^T \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_t'$ dir ve ilgili LM istatistiği şöyle yazılabilir:

$$\lambda_{LM}(h) = T \left(K - tr \left(\hat{\Sigma}_u^{-1} \hat{\Sigma}_\varepsilon \right) \right)$$

LM istatistiği boş hipotez altında hem $I(0)$ hem de $I(1)$ değişkenler için asimptotik bir $\chi^2(hK^2)$ dağılımına sahiptir. Bu nedenle LM testi bilinmeyen eş bütünleşme rankıyla düzeyde VAR süreçlerine uygulanabilir (Lütkepohl, 2009:300).

2.2.3.2. Normal dışılık sınamaları

Modelin uygunluğunun kontrol edilmesinde normallik testleri de kullanılır. VAR modeliyle ilgili istatistiksel prosedürlerin geçerliliği için normallik koşuluna ihtiyaç olmamasına rağmen, normallik varsayımından sapma olması tahmin edilen VAR modelinin veri yaratan sürecin zayıf bir temsili olduğunu ve bu modelin geliştirilebileceğini gösterir. Bu yüzden öngörü ve ekonomik çıkarımların çoğunda, bir önceki kısımda belirtilen Portmanteau ve LM testi gibi tanısal testlerin tamamlayıcısı olarak normallik testleri kullanılır (Kilian ve Demiroğlu, 2000:40). Bu testlerin çok değişkenli versiyonu Jargue-Berra normallik testinin genişletilmiş şeklidir. VAR modelleri bağlamında normal dışılığın sınanmasında, hem Jargue-Berra normallik testi hem de onun çok değişkenli versiyonu kullanılabilir. Her iki testte tahmin edilen modelin artıkları üzerine uygulanmaktadır⁵³. Fakat tek değişkenli modeller için Jargue-Berra normallik testi VAR modelinin her bir denkleminin artıklarına ayrı ayrı uygulanırken, bu testin çok değişkenli versiyonu artık vektörünün tamamına dayanmaktadır (Lütkepohl, 2009:300).

⁵³ Normallik testi orijinal gözlemler üzerine de uygulanabilir. Ancak bu testlerin artıklar üzerine uygulanması tercih edilmektedir. Lütkepohl (1991:156)'e göre, bunun temel nedeni orijinal gözlemlere dayanan testlerin gücünün artıklara dayalı testlerden daha düşük olabilmesidir. Ayrıca güven aralıklarının oluşturulmasında kullanılan öngörü hataları u_t 'lerin ağırlıklandırılmış toplamıdır. Bu nedenle güven aralığı oluştururken artıklar da normal dışılık olup olmadığının incelenmesi anlamlı olacaktır.

Normal dışılığın sınanmasında temel olarak tahmin edilen modelin artıklarının üçüncü ve dördüncü momentlerinin, normal dağılımın üçüncü ve dördüncü momentleriyle uyumlu olup olmadığı test edilmektedir. Tek değişkenli durumda artıklar üzerinde herhangi bir dönüşüm yapmaksızın normallik testi doğrudan uygulanırken, çok değişkenli normallik testinde öncelikle artık vektörünün bileşenleri bir birinden bağımsız olacak şekilde dönüştürülür ve daha sonra normallik testi standartlaştırılmış artıklar üzerine uygulanır (Lütkepohl, 2007:494).

Artıkların standartlaştırılmasında farklı yöntemler kullanılmaktadır. Lütkepohl (1991) artıkların kovaryans matrisinin bir Cholesky ayrıştırmasını kullanarak standartlaştırılmış artıkları elde etmiştir⁵⁴. Bu yaklaşıma bağlı olarak normallik testini açıklamak için sabit terimli kovaryans durağan bir VAR(p) sürecinden yaratılmış olan $y_t' = [y_{1t}, \dots, y_{Nt}]$ yi ele alalım. Gecikme uzunluğunun sonlu ve biliniyor olduğu varsayılmaktadır. Ayrıca bozucu terim u_t 'nin sıfır ortalama ve bilinmeyen pozitif tanımlı kovaryans matrisiyle Σ_u gausçu normal dağıldığı varsayılmaktadır.

$$y_t = \nu + B_1 y_{t-1} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (2.24)$$

Eşitlik (2.24)'ün OLS ile tahmin edilmesiyle artıklar ($\hat{u}_t$) elde edilir. Daha sonra artıkların kovaryans matrisi şu şekilde tahmin edilir:

$$\hat{\Sigma}_u = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^T \hat{u}_i \hat{u}_i' \quad (2.25)$$

Lütkepohl (1991) eşitlik (2.25)'teki artıkların kovaryans matrisinin $\hat{\Sigma}_u$ bir Choleski ayrıştırmasını kullanarak standartlaştırılmış artıkları elde etmiştir. Dolayısıyla bu yaklaşımda, $\hat{P}\hat{P}' = \hat{\Sigma}_u$ olacak şekilde bir alt üçgen $\hat{P}$ matrisi hesaplanır. Daha sonra bu $\hat{P}$ matrisi kullanılarak standartlaştırılmış artıklar aşağıdaki gibi hesaplanır.

⁵⁴ Dornik ve Hansen (1994), artıkların kovaryans matrisinin bir Choleski ayrıştırması kullanılarak ulaşılan standartlaştırılmış artıkların üzerine uygulanan normallik testlerinin sonuçlarının değişkenlerin sıralamasına bağlı olacağını öne sürmüştür. Bu nedenle Dornik ve Hansen (1994) artıkların kovaryans matrisi yerine bu matrisin karekökünün kullanılmasını önermiştir.

$$\hat{w}_t = (\hat{w}_{1t}, \dots, \hat{w}_{Nt})' = \hat{P}^{-1} \hat{u}_t \quad (2.26)$$

Tahmin edilen VAR modelinin normalliğinin sınanmasında, yukarıda eşitlik (2.26)'da tanımlanan standartlaştırılmış artıklar kullanılır. Bu sınamada standartlaştırılmış artıkların üçüncü ve dördüncü momentlerinin, normal dağılımın üçüncü ve dördüncü momentleriyle uyumlu olup olmadığı test edilir. Başka bir ifadeyle, standartlaştırılmış artıkların çarpıklığı ve basıklığı, normal dağılımın çarpıklık ve basıklık değerleriyle karşılaştırılır. Standartlaştırılmış artıkların çarpıklığı ve basıklığının normal dağılıma uygunluğu ayrı ayrı ve birleşik olarak test edilebilir. Bu testlerde aşağıdaki test istatistikleri kullanılır.

$$\begin{aligned} \hat{S} &= \frac{Tb_1'b_1}{6} \xrightarrow{D} \chi^2(N) \\ \hat{K} &= \frac{T(b_2 - 3_K)'(b_2 - 3_K)}{24} \xrightarrow{D} \chi^2(N) \\ \hat{J} &= \hat{S} + \hat{K} \xrightarrow{D} \chi^2(2N) \end{aligned}$$

Burada

$$\begin{aligned} \hat{b}_1 &= (\hat{b}_{11}, \dots, \hat{b}_{N1})', \hat{b}_{n1} = \sum_{i=1}^T \frac{\hat{w}_{nt}^3}{T} \\ \hat{b}_2 &= (\hat{b}_{12}, \dots, \hat{b}_{N2})', \hat{b}_{n2} = \sum_{i=1}^T \frac{\hat{w}_{nt}^4}{T} \\ 3_N &= [3, \dots, 3]' \end{aligned}$$

Bu test hipotezleri normallik boş hipotezi altında χ^2 dağılımına sahiptir. Dolayısıyla normallik boş hipotezinin reddedilip reddedilmeyeceğine; test istatistiğinin değeriyle herhangi bir anlamlılık düzeyi için χ^2 dağılımından elde edilen kritik değer karşılaştırılarak karar verilir. Eğer test istatistiğinin değeri kritik değerden küçükse, normallik boş hipotezi reddedilemez ve tahmin edilen modelde normallik varsayımından sapma olmadığı sonucuna ulaşılır.

2.2.3.3. İstikrarlılık analizi

Tahmin edilen modelin zamandan bağımsızlığı ya da parametrelerinin istikrarlılığının analizinde kullanılan pek çok istatistiksel araç vardır. Bu araçlar modelin parametrelerinin yinelemeli tahminlerinin incelenmesinden, Chow, CUSUM ve CUSUMSQ gibi formel testlere kadar uzanmaktadır (Lütkepohl, 2004:132). Standart hatalarla ya da güven aralıklarıyla birlikte yinelemeli tahminlerin görsel olarak incelenmesi, örneklem dönemi içinde yapısal kırılmalar olup olmadığıyla ilgili öncül bir bilgi sağlayabilir. Ayrıca eğer kırılma dönemi biliniyorsa, Chow testi de kullanılabilir.

CUSUM ve CUSUMSQ gibi testler de tahmin edilen modelin parametrelerinin istikrarlılığının incelenmesinde kullanılabilir⁵⁵. Her iki istatistiğinde kritik sınırlar içerisinde yer alması, modelin istikrarlılığıyla ilgili bir sorun olmadığını gösterir.

2.2.4. Öngörü

Gecikme uzunluğu uygun bir şekilde seçilmiş, parametreleri tahmin edilmiş ve uygunluk sınamalarından geçmiş olan nihai ampirik model; farklı amaçlar için kullanılabilir. Bu amaçlardan birisi de ilgili değişkenlerin gelecekteki değerlerinin öngörülmesidir. Herhangi bir makroekonomik değişkenin, örneğin enflasyonun, gelecekte alacağı muhtemel değerleri inceleyen bir araştırmacı, VAR modeli tahmin edip buradan hareketle örneklem dışı öngörü yaparak bu değerlere ulaşabilir. Araştırmacı elde ettiği bu öngörülere bağlı olarak politika önerilerinde bulunabilir.

Kısıtsız VAR modelleri basit olduklarından öngörü için oldukça uygun modellerdir. Bu modeller büyük ölçekli yapısal modellere alternatif olarak ortaya çıkmıştır. İlgilenilen değişkenlerin gelecekteki değerlerinin öngörülmesi amacı bakımından, VAR modellerinin büyük ölçekli standart eş anlı modellere göre iki avantajı vardır (Canova, 1995:89):

- (i) VAR modellerinin öngörülleri model kurucularının ön yargılarından oldukça az etkilenir. Bu nedenle kısıtsız VAR modelleri öngörü belirsizliğinin objektif bir özetini verir.

⁵⁵ CUSUM ve CUSUMSQ testleri tek denklemliler için geliştirilmiştir. Fakat VAR modelinin denklemlerinin her birine de uygulanabilir.

- (ii) Kısıtsız VAR modelleri ekonominin gelecekteki patikası için gerçek çok değişkenli olasılık dağılımlarını sağlar.

Kısıtsız VAR modellerinin öngörü performansları, gecikme uzunluğu seçilirken göz önünde bulundurulacak faktörlere göre farklılık gösterebilir. Örneğin VAR modelinin gecikme uzunluğu seçilirken, bozucu terimlerin beyaz gürültü olduğu varsayımının sağlanması ön koşulunun dikkate alındığını varsayalım. Bu durumda bozucu terimlerin beyaz gürültü olmasını sağlamak için daha uzun gecikmeler seçilir. Gecikme uzunluğunun büyük seçilmesiyle tahmin edilecek parametre sayısı fazla olacağından, parametre tahminlerinin kesinliği düşük olacaktır. Başka bir ifadeyle R^2 katsayısı ile ölçülen modelin örneklem içi uyumu oldukça iyi iken, kesinliği düşük parametre tahminlerinden dolayı örneklem dışı performansı kötü olacaktır (Canova, 1999:101). Dolayısıyla bozucu terimlerin beyaz gürültü süreci olduğu varsayımını sağlayacak şekilde seçilen kısıtsız VAR modellerinin öngörü performansı oldukça düşüktür.

2.2.5. Granger nedensellik analizi

Tahmin edilen VAR modeli değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri analiz etmek amacıyla da kullanılır. Ekonomistler genellikle ekonomik değişkenler arasında nedensel ilişki bulunup bulunmadığı sorusunu cevaplamaya çalışırlar. Örneğin büyüme oranı ve işsizlik oranı ya da finansal gelişme ve ekonomik büyüme arasında nedensellik olup olmadığını inceleyen bir ekonomist, bu soruyu cevaplamak için VAR modelinin istatistiksel araçları arasında yer alan Granger nedensellik analizini kullanabilir. Bu analiz Granger (1969) tarafından geliştirilmiştir. Burada iki değişkenli ve çok değişkenli VAR modellerinde Granger nedensellik ele alınacaktır.

2.2.5.1. Tanım

İlgili değişkenler arasındaki nedensel ilişki, bilimdeki en önemli ve temel konulardan birisidir. Bu bağlamda nedensellik kavramının neyi ifade ettiği ve nasıl ölçülebileceği tartışmanın odak noktası olmuştur (Hacker ve Hatemi-J, 2006:1489). Ekonomik ilişkilerin kesin olmaması ve bu nedenle de ekonomide stokastik bir formülasyonun kaçınılmaz olması, nedensellik kavramına ve bu kavramın istatistiksel olarak nasıl test edilebileceğine yönelik tartışmaların ekonomi bilminde de ortaya çıkmasına neden olmuştur. Özellikle ekonomide stokastik bir formülasyonun kaçınılmaz olması fikri; gözlemlerin ortak dağılımındaki değişimlerin nedensellik açısından değerlendirilmesi

ve istatistiksel olarak test edilmesi yaklaşımını ortaya çıkarmıştır. Granger böyle bir yaklaşımın en şiddetli savunucusudur (Hendry, 2004:33).

Granger (1969) ekonomik değişkenler arasındaki nedensel ilişkileri incelemiş ve nedensellik kavramının tam bir tanımını sunmuştur. Bu tanım Granger nedensellik olarak adlandırılmaktadır. Bu çalışmada Granger'in temel katkısı nedensellik ile ilgili iki yargıyı açık ve test edilebilir zaman serisi formunda ifade etmesidir. Nedensellik ile ilgili bu iki temel yargı şöyledir (Granger ve Newbold, 1986:220):

- (a) Gelecek geçmişe neden olmaz. Katı nedensellik yalnızca geçmişin şimdiye ya da geleceğe yol açmasıyla ortaya çıkabilir.
- (b) Bir neden bir sonuçla ilgili başka hiçbir yerde ulaşılamayan benzersiz bilgiyi içerir.

Bu yargıları nedenselliğin açık bir tanımına dönüştürmek için Granger şu ifadeyi kullanmaktadır: “ Bütün bilgiyi kullanarak x_t 'yi y_t 'yi dışladığımız durumdaki bilgiyi kullanarak öngördüğümüzden daha iyi öngörebiliyorsak, y_t 'nin x_t 'ye neden olduğunu söyleriz (Granger, 1969:428)”.

Granger'in tanımındaki “daha iyi öngörebilmek” ifadesi zamanla değişmiş ve şu hale dönüşmüştür: Eğer $F(x_{t+k}|\Omega_t) \neq F(x_{t+k}|\Omega_t - y_t)$ ise, y_t x_t 'ye neden olmaktadır denir. Burada $F(\cdot)$ herhangi bir değişkenin olasılık dağılımını ve Ω_t ise t anındaki mevcut tüm bilgiyi temsil etmektedir. Bu bağlamda yukarıdaki koşul şöyle ifade edilebilir: x_{t+k} 'nin Ω_t 'ye, yani t anındaki mevcut tüm bilgi setine, bağlı koşullu olasılık dağılımı x_{t+k} 'nin $\Omega_t - y_t$ 'ye, yani y_t 'nin şimdiki ve geçmiş değerleriyle ilgili bilgi dışındaki t anındaki bütün mevcut bilgi setine, bağlı koşullu olasılık dağılımından farklıysa, y_t x_t 'nin öngörüsüne katkı sağlamaktadır ve bu nedenle y_t x_t 'ye neden olmaktadır (Granger ve Newbold, 1986:220).

Yukarıdaki paragrafta Granger nedenselliğın tanımı için sunulan koşulda farklı bir şekilde ifade edilmeye başlanmıştır⁵⁶. Bu koşulda değişkenlerin olasılık dağılımı yerine optimal k dönem ileri öndeyici kullanılmaktadır. Dolayısıyla $x_{t+k|\Omega_t}$ x_t 'nin Ω_t 'ye dayalı optimal k dönem ileri öndeyicisi olarak tanımlanmaktadır. Bu notasyona bağılı olarak, y_t 'nin x_t 'nin Granger nedeni olmaması için aşağıdaki koşulun sağlanması gerekmektedir.

$$x_{t+k|\Omega_t} = x_{t+k|\Omega_t \setminus \{y_s | s \leq t\}} \quad , \quad k = 1, 2, \dots \quad (2.27)$$

Eşitlik (2.27)'de verilen koşul; bilgi setinden (Ω_t) y_t sürecindeki geçmiş bilgi silindiğinde, herhangi bir ufukta x_t 'nin optimal öngörüsü değişmiyorsa, y_t 'nin x_t 'nin nedeni olmadığını göstermektedir. Bu yüzden bilgi setinde y_t 'nin geçmiş değerlerinin yer almasıyla birlikte herhangi bir öngörü ufkunda x_t 'nin daha iyi bir öngörüsü elde edilebiliyorsa, y_t x_t 'nin Granger nedenidir (Lütkepohl, 2007:498) .

2.2.5.2. İki değişkenli Granger nedenselliğın alternatif temsilleri

Bir önceki kısımda tanımlanan Granger nedenselliğın VAR modeli bağlamında iki alternatif temsili vardır. Bunlar indirgenmiş form temsili ve hareketli ortalama temsidir. Eşitlik (2.27)'deki Granger nedenselsizlik koşulunun bu alternatif sunumlarda gösterimi konuyu daha anlaşılır kılacaktır.

2.2.5.2.1. İki değişkenli Granger nedenselliğın indirgenmiş form temsili

Bu temsil temel olarak Granger nedenselliğın iki değişkenli bir indirgenmiş form VAR(p) modeli üzerindeki gösterimini içerir. Dolayısıyla burada iki değişkenli VAR(p) modeli bağlamında bir değişkenin başka bir değişkenin Granger nedeni olmaması gösterilecektir.

⁵⁶ Bakınız: Lütkepohl(1991, 2001, 2005, 2007, 2009), Patterson(2000), Durlauf ve Blume(2010)

Eşitlik (2.27)'de verilen koşulu iki değişkenli VAR(p) modeli üzerinde göstermek için, öncelikle x_t ve y_t 'nin aşağıdaki VAR(p) temsiline sahip olduğu varsayalım.

$$x_t = \mu_1 + \phi_{11}^{(1)} x_{t-1} + \dots + \phi_{11}^{(p)} x_{t-p} + \phi_{12}^{(1)} y_{t-1} + \dots + \phi_{12}^{(p)} y_{t-p} + u_{1t} \quad (2.28)$$

$$y_t = \mu_2 + \phi_{21}^{(1)} x_{t-1} + \dots + \phi_{21}^{(p)} x_{t-p} + \phi_{22}^{(1)} y_{t-1} + \dots + \phi_{22}^{(p)} y_{t-p} + u_{2t} \quad (2.29)$$

Burada u_{1t} ve u_{2t} ortalaması sıfır, gecikmeli değerleri ile olan kovaryansları sıfır ve varyansları sabit normal dağılıma sahip rassal hata terimlerini temsil etmektedir.

Eşitlik (2.28) ve (2.29)'daki iki değişkenli VAR(p) modeli matris formatında şu şekilde yazılabilir.

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & \phi_{12}^{(1)} \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & \phi_{12}^{(p)} \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-p} \\ y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (2.30)$$

Eşitlik (2.28), (2.29) ve (2.30)'dan yararlanılarak, y_t 'nin x_t 'nin Granger nedeni olmama koşulu iki değişkenli VAR(p) modelinde gösterilebilir. Bu koşul eşitlik (2.28) ve (2.29)'daki VAR(p) modelinde x_t denkleminde y_t 'nin gecikmeli değerlerinin katsayılarının sıfıra eşitlenmesiyle ifade edilir. Yani aşağıdaki koşul sağlandığında, y_t x_t 'nin Granger nedeni değildir:

$$\phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = \dots = \phi_{12}^{(p)} = 0$$

Buna karşın $\phi_{12}^{(i)}$ 'den herhangi biri sıfırdan farklıysa, bu durumda y_t x_t 'nin Granger nedenidir (Patterson,2000:539). Dolayısıyla y_t x_t 'nin Granger nedeni olmaması, modelin matris formunda ϕ_j 'nin bütün j değerleri için alt üçgen matris olması anlamına gelmektedir (Hamilton,1994:303). Bu nedenle y_t 'nin x_t 'nin Granger nedeni olmaması durumu, iki değişkenli VAR(p) modelinin matris formatında aşağıdaki gibi gösterilir.

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(1)} & 0 \\ \phi_{21}^{(1)} & \phi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{pmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(p)} & 0 \\ \phi_{21}^{(p)} & \phi_{22}^{(p)} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-p} \\ y_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

Yukarıda yalnızca y_t 'nin x_t 'nin Granger nedeni olmadığı durum gösterilmiştir. Farklı durumlar aşağıda Tablo 4' de sunulmaktadır.

Tablo 4. İki Değişkenli VAR Modelinde Granger Nedensellik

y_t x_t 'nin Granger nedeni değildir; $y_t \nrightarrow x_t$

$$\phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = \dots = \phi_{12}^{(p)} = 0$$

y_t x_t 'nin Granger nedenidir; $y_t \Rightarrow x_t$

$$\text{En azından bir tane } \phi_{12}^{(i)} \neq 0$$

x_t y_t 'nin Granger nedeni değildir; $x_t \nrightarrow y_t$

$$\phi_{21}^{(1)} = \phi_{21}^{(2)} = \dots = \phi_{21}^{(p)} = 0$$

x_t y_t 'nin Granger nedenidir; $x_t \Rightarrow y_t$

$$\text{En azından bir tane } \phi_{21}^{(i)} \neq 0$$

y_t x_t 'nin Granger nedeni değildir ve x_t y_t 'nin Granger nedeni değildir; $y_t \nrightarrow x_t$ ve $x_t \nrightarrow y_t$

$$\phi_{12}^{(1)} = \phi_{12}^{(2)} = \dots = \phi_{12}^{(p)} = 0 \text{ ve } \phi_{21}^{(1)} = \phi_{21}^{(2)} = \dots = \phi_{21}^{(p)} = 0$$

y_t x_t 'nin Granger nedenidir ve x_t y_t 'nin Granger nedenidir; $y_t \Leftrightarrow x_t$

$$\text{En azından bir tane } \phi_{12}^{(i)} \neq 0 \text{ ve En azından bir tane } \phi_{21}^{(i)} \neq 0$$

Kaynak: Patterson, 2000:539

2.2.5.2.2. İki değişkenli Granger nedenselliğin hareketli ortalama temsili

Granger nedensellik iki değişkenli VAR(p) modelinin Vektör Hareketli Ortalama VMA(∞) temsiliyle de gösterilebilir. Bu temsili göstermek için eşitlik (2.28) ve (2.29)'daki iki değişkenli VAR(p) modelinin aşağıdaki kompakt formu kullanılabilir.

$$z_t = \mu + \phi_1 z_{t-1} + \phi_2 z_{t-2} + \dots + \phi_p z_{t-p} + u_t \quad (2.31)$$

Burada $z'_t = (x_t, y_t)$, $\mu' = (\mu_1, \mu_2)$, $u'_t = (u_{1t}, u_{2t})$ ve ϕ_i aşağıdaki gibidir.

$$\phi_i = \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix}$$

İki değişkenli VAR(p) modelinin VMA(∞) temsili, eşitlik (2.31) gecikme işlemcisiinden yararlanılıp yeniden yazılarak elde edilebilir.

$$z_t = \mu + \phi_1 L z_t + \phi_2 L^2 z_t + \dots + \phi_p L^p z_t + u_t$$

$$z_t (I - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p) = \mu + u_t$$

$$z_t \phi(L) = \mu + u_t$$

$$z_t = \mu + \phi(L)^{-1} u_t \quad (2.32)$$

$\phi(L)$, $\psi(L)$ ile aşağıdaki gibi ilişkilendirilebilir.

$$\psi(L) = \phi(L)^{-1}$$

$$[I_n - \phi_1 L - \phi_2 L^2 - \dots - \phi_p L^p] [I_n - \psi_1 L - \psi_2 L^2 - \dots - \psi_p L^p] = I_n$$

Burada L^1 'den daha büyük olan katsayılar sıfıra eşitlenerek aşağıdaki ilişki elde edilebilir.

$$\psi_1 - \phi_1 = 0$$

$$\psi_1 = \phi_1$$

Benzer şekilde L^2 'den daha büyük olan katsayıları sıfıra eşitleyerek

$$\psi_2 = \phi_1 \psi_1 + \phi_2$$

i elde edilir.

Bu L^s için genellenirse aşağıdaki sonuç elde edilir.

$$\begin{aligned}\psi_s &= \phi_1 \psi_{s-1} + \phi_2 \psi_{s-2} + \dots + \phi_p \psi_{s-p} \\ \psi_0 &= I_n \text{ ve } \psi_s = 0\end{aligned}\quad (2.33)$$

Eşitlik (2.33)'teki ifade ϕ_j 'nin bütün j değerleri için alt üçgen matris olduğunda, hareketli ortalama matrisleri ψ_s 'lerin de alt üçgen olacağını ima etmektedir (Hamilton, 1994:304). Bu nedenle y_t x_t 'nin Granger nedeni değilse, yani ϕ_j 'ler bütün j değerleri için alt üçgen matrisse, iki değişkenli VAR(p) modelinin VMA(∞) temsili şöyle olacaktır.

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} \mu_1 \\ \mu_2 \end{pmatrix} + \begin{bmatrix} \psi_{11}(L) & 0 \\ \psi_{21}(L) & \psi_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix}$$

Burada

$$\psi_{ij}(L) = \psi_{ij}^{(0)} + \psi_{ij}^{(1)}L + \psi_{ij}^{(2)}L^2 + \dots$$

$$\psi_{11}^{(0)} = \psi_{22}^{(0)} = 0 \text{ ve } \psi_{21}^{(0)} = 0$$

2.2.5.3. Granger nedenselliğin test edilmesi

Granger nedensellik veri yaratan sürecin düzeyde VAR sunumu üzerindeki sıfır kısıtlarıyla karakterize edildiğinden, nedensellik analizi için Wald, χ^2 ya da F testleri kullanılabilir (Lütkepohl, 2009:306). Fakat VAR modeli I(1) değişkenler içerdiğinde, Wald testleri standart olmayan asimptotik özelliklere sahip olurlar. Özellikle Granger nedenselliğin Wald testiyle yapılması durumunda, bu testin sistemin eş bütünleşme özelliklerine ve problemlili parametrelere dayanan standart olmayan limit dağılımına sahip olduğu bilinmektedir (Toda ve Phillips, 1993:1374-1377). VAR modelinin tahmininin anlatıldığı bölümde de belirtildiği gibi, durağan olmayan değişkenler içeren VAR süreçlerinin katsayıları üzerinde yapılan testlerin standart olmayan asimptotik özellikleri OLS tahmincilerinin asimptotik dağılımlarının tekiliğinden kaynaklanmaktadır.

VAR modelinin gerçek derecesinden daha büyük dereceli bir VAR süreci uydurularak bu tekillik problemi giderilebilir. Dolayısıyla bütün ϕ matrisleri Granger nedenselsizlik kısıtları gibi kısıtlar içeriyorsa, ekstra bir gecikme eklenerek sürecin

parametrelerinin tahmin edilmesi, Wald testleri için standart asimptotikleri garanti eder (Lütkepohl, 2001:693).

Nedenselsizlik boş hipotezi altında, Wald istatistiği ve LR istatistiği asimptotik olarak bir birine eşit olduğundan, nedensellik analizinde LR testi de kullanılabilir (Boudjellaba, Dufour ve Roy, 1992:1085). İki değişkenli VAR(p) modeli kullanılarak, Granger nedenselsizlik boş hipotezinin LR testiyle nasıl sınındığını göstermek için öncelikle modeli aşağıdaki gibi ifade edip, y_t x_t 'nin Granger nedeni değildir boş hipotezini kuralım.

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \end{pmatrix} = \sum_{i=1}^p \begin{bmatrix} \phi_{11}^{(i)} & \phi_{12}^{(i)} \\ \phi_{21}^{(i)} & \phi_{22}^{(i)} \end{bmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-i} \\ y_{t-i} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{pmatrix} \quad (2.34)$$

Eşitlik (2.34)'deki iki değişkenli VAR(p) modelinde y_t x_t 'nin Granger nedeni değildir boş hipotezi

$$H_0 : \phi_{12}^{(i)} = 0 \quad (i = 1, 2, \dots, p)$$

şeklinde olacaktır. Bu hipotezin sınanması için öncelikle eşitlik (2.34)'deki iki değişkenli VAR(p) modeli OLS ile tahmin edilir. Daha sonra LR istatistiği

$$LR = T \left(\ln \left| \hat{\Sigma}_u^{re} \right| - \ln \left| \hat{\Sigma}_u^{un} \right| \right) \sim \chi^2$$

hesaplanır (Greene, 2007:700). Burada

$\hat{\Sigma}_u^{un}$: x ' in hem y hem de x ' in gecikmeli değerleri üzerine regresyonundan elde edilen kovaryans matrisidir.

$\hat{\Sigma}_u^{re}$: x ' in sadece kendi gecikmeleri üzerine regresyonundan elde edilen kovaryans matrisidir.

Son aşamada hesaplanan bu değer herhangi bir anlamlılık düzeyi için χ^2 dağılımından elde edilen kritik değerle karşılaştırılarak test sonuçlandırılır.

2.2.5.4. Çok deęişkenli Granger nedensellik

Ekonomik sistemlerde bir biriyle karřılıklı etkileşime sahip olan deęişkenlerin sayısı ikiden oldukça fazla olduğundan, Granger nedensellik analizinin büyük boyutlu sistemler için genişletilmesi anlamlı olacaktır. Literatürde bu analiz farklı şekillerde genişletilmiştir⁵⁷.

Basitçe VAR(p) modelinde yer alan deęişkenler iki alt gruba ayrılarak Granger nedensellik analizi genişletilebilir. Bu doğrultuda VAR(p) modelinde yer alan deęişkenleri y_{1t} 'nin $(n_1 \times 1)$ boyutunda bir vektör ve y_{2t} 'nin $(n_2 \times 1)$ boyutunda bir vektör olduğu varsayılarak iki alt gruba ayrılabilir. Bu durumda VAR(p) modeli

$$y_{1t} = c_1 + A'_1 x_{1t} + A'_2 x_{2t} + u_{1t} \quad (2.35)$$

$$y_{2t} = c_2 + B'_1 x_{1t} + B'_2 x_{2t} + u_{2t} \quad (2.36)$$

biçiminde ifade edilir. Burada x_{1t} y_{1t} 'nin gecikmeli deęerlerini içeren $(n_1 p \times 1)$ boyutunda bir vektör ve x_{2t} y_{2t} 'nin gecikmeli deęerlerini içeren $(n_2 p \times 1)$ boyutunda bir vektördür:

$$x_{1t} = \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{1,t-2} \\ \vdots \\ y_{1,t-p} \end{bmatrix} \quad x_{2t} = \begin{bmatrix} y_{2,t-1} \\ y_{2,t-2} \\ \vdots \\ y_{2,t-p} \end{bmatrix}$$

Burada c_1 ve c_2 VAR modelinin sabit terimlerini içeren sırasıyla $(n_1 \times 1)$ ve $(n_2 \times 1)$ boyutunda vektörlerdir. Ayrıca A_1, A_2, B_1 ve B_2 otoregresif katsayıları içermektedir.

Eđer y_2 'nin elemanları y_1 'in içerisinde yer alan herhangi bir deęişkenin öngörüsüne katkı sağlıyorsa, y_1 y_2 'deki deęişkenlere göre zaman serisi bağlamında blok dışsaldır denir. Dolayısıyla eşitlik (2.25) ve (2.36)'da verilen sistem de $A_2=0$ ise, y_1 blok dışsaldır (Hamilton, 1994:309).

⁵⁷ Bakınız: Lütkepohl(2003), Dufour ve Renault(1998)

2.2.6. Etki tepki analizi

Tahmin edilen VAR modelinin parametrelerinin doğrudan yorumlanması oldukça zordur. Bu nedenle VAR modellerinin sonuçlarının yorumlanmasında kullanılacak istatistiksel araçlar geliştirilmiştir. Bu araçlar Granger nedensellik analizi, etki tepki analizi ve varyans ayrıştırmasıdır. Bunlar arasında en yaygın kullanılanı ise etki tepki analizidir.

Etki tepki analizi ekonomik şokların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri araştırıldığında kullanılabilir. Ekonomideki pek çok birim, hanehalkları, firmalar, merkez bankası, bankalar, ekonomik şokların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin ne olacağıyla ilgilenir. Örneğin firmalar pozitif ya da negatif bir arz şokunun satışlar üzerindeki etkisinin ne olacağını, merkez bankası pozitif bir talep şokunun enflasyonu nasıl etkileyeceğini merak eder. İşte bütün bu etkileri ölçmek için etki tepki analizi kullanılabilir.

Etki tepki fonksiyonlarının dört farklı türü vardır: Öngörü Hatası Etki Tepki Fonksiyonları, Dikeyleştirilmiş Etki Tepki Fonksiyonları, Genelleştirilmiş Etki Tepki Fonksiyonları ve Yapısal Etki Tepki Fonksiyonları. Bu etki tepki fonksiyonlarının ilk üçü burada açıklanacak, sonuncusu ise yapısal VAR başlığı altında incelenecektir. Bu alt bölümde ayrıca etki tepkilerin farklı yöntemlere göre güven aralıklarının oluşturulması açıklanacaktır.

2.2.6.1. Öngörü hatası etki tepkileri

Etki tepki fonksiyonları, VAR sistemindeki değişkenlerden birinde cari dönemde meydana gelen biri birimlik şoka, diğer değişkenlerin cari dönem ve sonraki dönemlerdeki tepkilerini yansıtır. Etki tepki fonksiyonlarının türetilmesi oldukça basittir. VAR modellerinin $VMA(\infty)$ temsilinin katsayılar matrisleri sistemin etki tepkilerini içermektedir. Bu nedenle VAR modelinin $VMA(\infty)$ temsili elde edildiğinde, etki tepkilere de ulaşılmış olur (Lütkepohl, 2005:52).

Bir önceki kısımda VAR modelinin $VMA(\infty)$ temsilinin nasıl elde edileceği gösterilmişti. Bu nedenle burada VAR modelinin $VMA(\infty)$ temsilinin elde edilişi gösterilmeyecektir. Burada aşağıdaki k değişkenli durağan VAR(p) modeli ele alınacaktır.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + u_t \quad (2.37)$$

Etki tepki analizi bağlamında VAR(p) modelinde sabit terimin dikkate alınmamasının nedeni, modelin deterministik bileşenlerinin etki tepkilerin türetilmesinde bir katkısının olmamasıdır. Eşitlik (2.37)'deki VAR(p) modelinin VMA(∞) temsili

$$\begin{aligned} y_t &= \psi(L)u_t \\ y_t &= (\psi_0 + \psi_1 L + \psi_2 L^2 + \dots)u_t \\ y_t &= \psi_0 u_t + \psi_1 u_{t-1} + \psi_2 u_{t-2} + \dots \\ y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i u_{t-i} \end{aligned} \quad (2.38)$$

biçiminde olacaktır. Burada ψ_s 'ler aşağıdaki gibi genelleştirilebilir.

$$\begin{aligned} \psi_s &= \phi_1 \psi_{s-1} + \phi_2 \psi_{s-2} + \dots + \phi_p \psi_{s-p} \\ \psi_0 &= I_n \text{ ve } \psi_s = 0 \end{aligned} \quad (2.39)$$

Eşitlik (2.38)' de verilen VMA(∞) temsilinin katsayılar matrisleri ψ_i sisteme gelen etkilere tepkileri yansıtır. Örneğin $\psi_i(m,n)$ y_t 'nin bütün geçmiş değerleri sabitken, $y_{m,t}$ ' deki bir birimlik değişmeye $y_{n,t+i}$ 'nin marjinal tepkisini yansıtır. Ancak y_t ' deki değişimler şoklarla (u_{it}) ölçüldüğü için, ψ_i 'nin elemanları şoklara (u_{it}) y_t 'nin bileşenlerinin tepkilerini yansıtır. Burada u_{it} 'ler bir dönem ileri öngörü hataları olduğundan, az önce belirttiğimiz şoklar öngörü hataları olarak görülebilir. Ayrıca aynı sebepten dolayı, bu etki tepkiler öngörü hatası etki tepkileri olarak adlandırılır. Eğer VAR süreci durağansa, yani I(0) ise, i sonsuza giderken ($i \rightarrow \infty$) , ψ_i matrisleri sıfıra yakınsar ($\psi_i \rightarrow 0$). Bu nedenle VAR süreci durağansa, şokların değişkenler üzerindeki etkileri zamanla söner. Başka bir ifadeyle şokların etkileri geçicidir (Lütkepohl, 2007:501).

Etki tepkiler VAR modelinin parametre tahminlerinden elde edilir. Etki tepkiler ve VAR modelinin parametreleri arasındaki ilişki; eşitlik (2.39)'da ψ_s , s=1 ve s=2 için daha açık bir şekilde yazılarak gösterilebilir:

$$\begin{aligned}\psi_1 &= \phi_1 \\ \psi_2 &= \phi_1\psi_1 + \phi_2 \Rightarrow \phi_1^2 + \phi_2\end{aligned}$$

Yukarıdaki ifade VAR modeline gelen şoklara modeldeki her bir değişkenin tepkisinin tahmin edilen parametreler tarafından belirlendiğini göstermektedir. Dikkat edilirse ϕ_i 'ler eşitlik (2.37)'deki VAR(p) modelinin parametreler matrisleridir ve etki tepkiler bunlara bağlıdır.

Araştırmacılar bir şokun bir değişken üzerindeki birikimli etkilerini de analiz etmek isteyebilir. Örneğin bir arz ve talep şokunun çıktı üzerindeki uzun dönem etkilerinin farklı olup olmadığı araştırıldığında, birikimli ya da uzun dönem etkiler incelenmelidir. İşte bu etkiler VMA(∞)'un katsayılar matrislerinin toplanmasıyla elde edilir. Dolayısıyla şokların toplam uzun dönem etkisi ya da birikimli etkisi

$$\psi_\infty = \sum_{i=0}^{\infty} \psi_i = (1 - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)^{-1} \quad (2.40)$$

şeklinde hesaplanır. Burada ψ_∞ matrisi toplam uzun dönem etkiler matrisi ya da toplam çarpanlar matrisi olarak adlandırılır (Lütkepohl, 2005:56).

Öngörü hatası etki tepki fonksiyonları ilgilenilen bir ekonomik sistemin gerçek etki tepkilerini yansıtmayabilir. Eğer u_t 'nin bileşenleri eş anlı olarak ilişkiliyse, yani u_{it} 'nin kovaryans matrisi Σ_u köşegen değilse, eşitlik (2.38)'den elde edilen ψ_s katsayıları bir değişkenin belirli bir şoka tepkisini değil, ilgili bütün şoklara karşı tepkisini gösterir. Böyle bir durumda bir şokun etkisi diğerinden ayırt edilemez. Öngörü hatası etki tepkilerindeki bu problemten dolayı genellikle dikeyleştirilmiş etki tepkiler kullanılır.

2.2.6.2. Dikeyleştirilmiş etki tepkiler

Anlamalı etki tepkilere ulaşmak için şokların dikeyleştirilmesi, yani ilişkisiz hale getirilmesi gerekmektedir. Dikeyleştirilmiş etki tepkilere ve şoklara ulaşmak için bozucu terimlerin kovaryans matrisinin Σ_u bir Cholesky ayrıştırması kullanılabilir (Tsay, 2010:413).

İndirgenmiş form VAR modelinin bozucu terimlerinin kovaryans matrisi pozitif tanımlı olduğundan, $\Sigma_u = ADA'$ olacak şekilde bir köşegen D matrisi ve alt üçgen A matrisi vardır. Burada belirtilen A matrisinden yararlanılarak dikeyleştirilmiş şoklar

$$\varepsilon_t = A^{-1}u_t \quad (2.41)$$

biçiminde hesaplanır. İndirgenmiş form bozucu terimleri (u_t) kendi gecikmeleri ve y_t 'nin gecikmeleriyle ilişkisiz olduğundan, şoklarda (ε_t) kendi gecikmeleriyle ve y_t 'nin gecikmeleriyle ilişkisiz olacaktır. Eşitlik (2.41)'deki dikeyleştirilmiş şokların birbirinden bağımsız olduğu şu şekilde gösterilebilir.

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= A^{-1} E(u_t u_t') (A^{-1})' \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= A^{-1} \Sigma_u (A^{-1})' \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= A^{-1} ADA' (A^{-1})' \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') &= D \end{aligned} \quad (2.42)$$

Eşitlik (2.42)'de D matrisinin köşegen matris olması, ε_t 'nin elemanlarının, yani şokların, karşılıklı olarak ilişkisiz olduğunu doğrulamaktadır (Hamilton, 1994:320).

Dikeyleştirilmiş şoklar eşitlik (2.38)'de yerine konulduğunda dikeyleştirilmiş etki tepkilere ulaşılır.

$$\begin{aligned} y_t &= \psi_0 u_t + \psi_1 u_{t-1} + \psi_2 u_{t-2} + \dots \\ y_t &= A \varepsilon_t + A \psi_1 \varepsilon_{t-1} + A \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \\ y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \Theta_i \varepsilon_{t-i} \end{aligned} \quad (2.43)$$

Burada $\Theta_0 = A$ ve $\Theta_i = \psi_i A$, $i=1,2,\dots$ dir. Ayrıca A matrisi daha önceden de belirtildiği gibi alt üçgen matristir ve bu matris etki çarpanı olarak da adlandırılır:

$$A = \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & a_{22} & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & 0 \\ a_{k1} & a_{k2} & \dots & a_{kk} \end{bmatrix}$$

Şokların bir Cholesky ayrıştırmasıyla dikeyleştirilmesiyle sistem üzerine yinelemeli bir yapı konulmuş olur. Bu durumda ilk denklemdeki bir şok bütün değişkenler üzerinde eş anlı etkiye sahipken, ikinci denklemdeki şok ikinci değişken ve daha sonraki değişkenler üzerinde eş anlı etkiye sahip olacaktır. Sonuçta son denklemdeki bir şok yalnızca son değişken üzerinde eş anlı etkiye sahiptir ve diğer değişkenlerin hiç biri üzerinde eş anlı etkiye sahip değildir.

VAR modelindeki şokların ayırt edilmesinde kullanılan bu ayrıştırma yönteminin en önemli dezavantajı, bu yaklaşımın eş anlı yinelemeli bir yapıya sahip ve ekonomik olarak yorumlanabilir bir model olduğu varsayımı üzerine kurulmuş olmasıdır. Ancak ekonomi teorisi incelendiğinde, bu şekilde yinelemeli modellerin çok az olduğu görülmektedir (Canova, 1999:93-94). Bu nedenle bu ayrıştırma yöntemi kullanılarak ulaşılan dikeyleştirilmiş şokların etkilerinin ekonomik olarak anlamlı yorumlarının olmadığı ileri sürülmektedir⁵⁸.

Bu yaklaşımla ilgili başka bir sorun $\Sigma_u = ADA'$ ilişkisini sağlayan çok sayıda A matrisi olmasıdır. Başka bir ifadeyle buradaki sorun A matrisinin benzersiz olmamasıdır. Böyle bir durumda Cholesky ayrıştırmasıyla A bulunduğunda, y_t vektöründeki değişkenlerin sıralamalarının değiştirilmesiyle farklı dikeysel şoklara ulaşılabilecektir. Dolayısıyla modelde yer alan değişkenlerin sıralaması değiştiğinde, şokların değişkenler üzerindeki etkileri de değişecektir (Breitung vd, 2004:163). Bu nedenle etki tepki analizinin Cholesky ayrıştırmasıyla dikeyleştirilmiş şoklara dayalı olarak yapılması durumunda, değişkenlerin sıralamalarının değiştirilerek ulaşılan sonuçların dirençliliğinin kontrol edilmesi önerilmektedir (Sims, 1981:288).

⁵⁸ Bu ayrıştırma yöntemiyle ilgili kapsamlı tartışmalar Cooley ve Leroy (1985), Leamer (1985) ve Bernanke (1986)'da sunulmaktadır.

2.2.6.3. Genelleştirilmiş etki tepkiler

Bir Cholesky ayrıştırması kullanılarak elde edilen dikeyleştirilmiş etki tepki fonksiyonlarının önemli bir sorunu olduğu bir önceki kısımda vurgulanmıştır. Bu etki tepkiler değişkenlerin sıralamasına duyarlıdır, yani VAR modelindeki değişkenlerin sıralaması değiştiğinde şokların etkileri de değişebilir. Bu sorunun çözümü için Pesaran ve Shin (1998) alternatif bir yaklaşım önermiştir⁵⁹. Bu yaklaşım Genelleştirilmiş Etki Tepki Analizi olarak adlandırılmaktadır (Pesaran ve Shin, 1998:17).

Genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonları VAR modelinde yer alan değişkenlerin sıralamasından bağımsızdır (Pesaran ve Pesaran, 2010:493). Bu nedenle genelleştirilmiş etki tepki analizinde; değişkenlerin sıralaması değiştirildiğinde, şokların değişkenler üzerindeki etkilerinin değişmesi gibi bir sorunla karşılaşılmaz. Eşitlik (2.37)'de verilen VAR(p) modeli bağlamında genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$GI_y(n, \delta, \Omega_{t-1}) = E(y_{t+n} | u_t = \delta, \Omega_{t-1}) - E(y_{t+n} | \Omega_{t-1}) \quad (2.44)$$

Burada Ω_{t-1} t-1 anına kadar ekonominin bilinen tarihini ifade eden bilgi setidir. Ayrıca $E(\cdot | \cdot)$ VAR(p) modelinin Ω_{t-1} 'e koşullu beklenen değerini simgelemektedir.

Eşitlik (2.38)'deki VMA(∞) temsili açısından genelleştirilmiş etki tepki fonksiyonu

$$GI_y(n, \delta, \Omega_{t-1}) = \psi_N \delta \quad (2.45)$$

sürecin tarihinden bağımsızdır. Bu özellik yalnızca doğrusal sistemlere özeldir (Pesaran ve Shin, 1998:19).

Uygulamada şokların (δ) vektörünün seçimi keyfiyet arz etmektedir. Burada izlenebilecek yollardan birisi, olası şokların büyük bir bölümünü göz önünde bulundurup, $\psi_N \delta_j$ 'nin ampirik dağılımını incelemektir. Bu durumda şoklar u_t ile aynı

⁵⁹ Pesaran ve Shin (1998) bu yaklaşımı kısıtsız VAR ve eş bütünleşik VAR modelleri için geliştirmiştir. Ayrıca bu çalışmada doğrusal olmayan çok değişkenli modellerde etki tepki analizi üzerine Koop vd (1996) tarafından yapılan çalışmaya dayanmaktadır. Genelleştirilmiş etki tepki kavramı ilk bu çalışmada kullanılmıştır.

dağılımdan, yani sabit bir kovaryans matrisi Σ_u ve sabit ortalamayla çok değişkenli normal dağılımdan, çekilmektedir. Dolayısıyla eşitlik (2.38)'deki $VMA(\infty)$ temsili açısından, aşağıdaki sistemin tarihinden bağımsız genelleştirilmiş etki tepkilere ulaşılır.

$$GI_y(n, \delta, \Omega_{t-1}) \sim \psi_N E(u_t | u_{it} = \delta) \quad (2.46)$$

Buradaki koşullu beklenen değer $E(u_t | u_{it} = \delta)$ hesaplanması bozucu terimler için varsayılan çok değişkenli normal dağılıma dayanmaktadır. Bozucu terimlerin normal dağılıma sahip olduğu varsayıldığından, kısaca $u_t \sim N(0, \Sigma_u)$, bu beklenen değer hesabı şu şekilde olacaktır.

$$E(u_t | u_{it} = \delta) = \begin{pmatrix} \sigma_{1i}/\sigma_{ii} \\ \sigma_{2i}/\sigma_{ii} \\ \vdots \\ \sigma_{mi}/\sigma_{ii} \end{pmatrix} \delta_i \quad (2.47)$$

Burada $\Sigma_u = (\sigma_{ij})$ dir. Birim şoklara ulaşmak için $\delta_i = \sqrt{\sigma_{ii}}$ olarak tanımlanarak, eşitlik (2.47) (2.46)'da yerine konulduğunda şu eşitlik elde edilir:

$$GI_y(n, \delta_i = \sqrt{\sigma_{ii}}, \Omega_{t-1}) = \frac{\psi_N \sum_u e_i}{\sqrt{\sigma_{ii}}} \quad (2.48)$$

Burada e bir seçim vektörüdür. Dolayısıyla eşitlik(2.48)'in j . elemanı (2.37)'de verilen VAR(p) modelinin i denklemindeki bir şokun n dönem boyunca j . değişken üzerindeki genelleştirilmiş etki tepkisini göstermektedir (Pesaran ve Pesaran, 2009:493).

2.2.6.4. Etki tepkilerin tahmin edilmesi

VAR modelinin parametrelerinin tahminleri genellikle OLS, ML ya da Bayesyen yöntemler kullanılarak yapılır. Etki tepkilerin tahminleri ise VAR parametrelerinin tahminlerinden elde edilir. Bu tahminlerin elde edilmesini göstermek için, öncelikle α vektörünün VAR katsayılarını içerdiğini varsayalım. Buradan VAR katsayılarının tahminleri $\hat{\alpha}$ ile gösterilebilir. Herhangi bir etki tepki katsayısı (Θ) α 'nın doğrusal olmayan bir fonksiyonudur ve bu katsayı

$$\hat{\Theta} = \Theta(\hat{\alpha})$$

olarak tahmin edilebilir (Lütkepohl, 2009:309). Eğer $\hat{\alpha}$ asimptotik normal dağılmışsa,

$$\sqrt{T}(\hat{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\hat{\alpha}})$$

$\hat{\Theta}$ ' da asimptotik olarak normal dağılır:

$$\sqrt{T}(\hat{\Theta} - \Theta) \xrightarrow{d} N(0, \sigma_{\Theta}^2)$$

Asimptotik dağılımın varyansı aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_{\Theta}^2 = \frac{\partial \Theta}{\partial \alpha'} \Sigma_{\hat{\alpha}} \frac{\partial \Theta}{\partial \alpha}$$

2.2.6.5. Etki Tepkilerin Güven Aralıkları

Etki tepkiler tahmin edilen kısıtsız VAR modelinin parametrelerinden tahmin edilmektedir. İkinci Dünya savaşı ve Bretton Woods sonrası makroekonomik verilerin boyutunun nispeten küçük olması, bu tahminlerin istatistiksel güvenilirliğinin araştırmacılar tarafından sorgulanmasına yol açmıştır (Kilian, 1998:218). Bu bağlamda Runkle (1987) tahmin edilen etki tepkilerin güven aralıkları olmadan sunulmasının, t değerli verilmeden regresyon katsayılarının kullanılmasıyla aynı şey olduğunu belirtmiş ve etki tepki analizinde güven aralıklarının kullanımını önermiştir. Bu tarihten itibaren VAR literatüründe etki tepki tahminlerinin güven aralıklarıyla birlikte sunulması standart uygulama haline gelmiştir (Kilian ve Pao-Li, 2000:259). Bu doğrultuda etki tepkilerin güven aralıklarının hesaplanması için kullanılan yöntemler de önem kazanmıştır. Bu yöntemler üç grup altında toplanabilir: Delta Yöntemi, Bootstrap Yöntemleri, Monte Carlo İntegrasyon Yöntemi.

Lütkepohl (1990) ve Mittink ve Zdrovsky (1993) tarafından öncülüğü yapılan delta yöntemi, etki tepkilerin asimptotik dağılımlarının bir delta açılımına dayanmaktadır (Kilian, 1998:218). Başka bir ifadeyle, bu yöntemde etki tepki tahminlerinin asimptotik dağılımları kullanılmaktadır. Bu nedenle VAR modeli durağan olmayan değişkenler içerdiğinde, bu yöntem kullanılarak ulaşılan güven aralıkları sorunlu olacaktır. Çünkü etki tepki tahminlerinin asimptotik dağılımlarının geçerli olabilmesi için, asimptotik dağılımın varyansının sıfırdan farklı olması gerekmektedir. Bu koşulun sağlanabilmesi

VAR modelinin parametre tahminlerinin kovaryans matrisinin $\Sigma_{\hat{\alpha}}$ tekil olmaması, yani $\frac{\partial \Theta}{\partial \alpha} \neq 0$ olmasına bağlıdır. Ancak VAR modeli durağan olmayan ya da eş bütünleşik değişkenler içeriyorsa, tahmin edilen katsayıların kovaryans matrisi $\Sigma_{\hat{\alpha}}$ tekil olacaktır. Dolayısıyla böyle bir durumda asimptotik dağılımın varyans denkleminde yer alan kısmi türevler, $\frac{\partial \Theta}{\partial \alpha}$ ve $\frac{\partial \Theta}{\partial \alpha'}$, parametreler uzayının bir bölümde sıfır olacaktır. Bu yüzden dağılımın varyansı sıfıra eşit olacak ve buna bağlı olarak da etki tepki tahminleri parametreler uzayının bir bölümde $\sqrt{T}$ 'den daha hızlı bir oranda yakınsayacaktır (Lütkepohl, 2010a:147).

Delta yöntemi kullanılarak hesaplanan güven aralıklarının diğer sorunları aşağıdaki gibi maddellenebilir (Canova, 2007:124):

- (i) 100-120 arası gözlemin kullanıldığı küçük ölçekli VAR modelleriyle yapılan çalışmalar, bu güven aralıklarının zayıf özelliklere sahip olma eğiliminde olduğunu göstermektedir.
- (ii) Yakın birim kök ve yakın tekillikler bulunması durumunda, asimptotik kapsama oldukça zayıftır
- (iii) Tahmin edilen VAR katsayıları büyük standart hatalara sahip olduklarından, pek çok durumda ilgilenilen bütün dönem boyunca anlamsız etki tepkiler vardır.

Bütün bu nedenlerden dolayı, VAR katsayılarının küçük örneklem özelliklerinin kullanıldığı bootstrap yöntemleri ve Monte Carlo İntegrasyon yöntemi daha çok tercih edilmektedir.

Etki tepkilerin güven aralıklarının hesaplanmasında bootstrap yöntemi Runkle (1987) ve Kilian (1998) tarafından kullanılmıştır. Runkle metodolojisi bozucu terimler için herhangi bir dağılım gerektirmeksizin, etki tepki tahminlerinin küçük örneklem dağılımlarının tahminini sağlaması bakımından önemli bir avantaja sahip olmasına rağmen önemli eksiklikleri de söz konusudur (Güloglu, 2005:5). Bu yöntem bozucu terimler sabit varyansla beyaz gürültü süreci olduğunda uygundur. Bu nedenle VAR modelinin gecikme uzunluğu yanlış belirlendiğinde ya da artık terimlerde değişen varyanslılık bulunduğunda, bu yaklaşımla ulaşılan güven aralıkları sorunlu olacaktır

(Canova, 2007:125). Ayrıca bu yöntem VAR katsayılarının tahmincilerinin küçük örneklerde sapmalı ve dağılımlarının çarpık olduğu gerçeğini dikkate almamaktadır (Kilian, 1998:219). Bu yüzden bu yaklaşımın ikinci aşamasında oluşturulan yapay y_t serisi sapmalı tahminlerle yaratılmış bir seri olacaktır. Dolayısıyla bu yapay seriler kullanılarak ulaşılan otoregresif katsayılar ve buna bağlı olarak elde edilen etki tepki katsayıları da sapmalı olacaktır⁶⁰.

Kilian (1998) etki tepkilerin güven aralıklarının hesaplanmasında kullanılan yöntemleri; etki tepki tahmincilerinin küçük örneklem sapmasını dikkate almadıkları için eleştirmiş ve bu yöntemlere alternatif olarak sapması düzeltilmiş bootstrap yöntemini önermiştir. Bu yöntemde öncelikle VAR modelinin otoregresif katsayılarının sapmalı tahminleri düzeltilmekte ve daha sonra $VMA(\infty)$ katsayıları tahmin edilmektedir.

Monte Carlo İntegrasyon yöntemi Doan (1992) tarafından önerilmiştir. Bayesyen orjinli olan bu yaklaşım etki tepkilerin ardıl dağılımlarının Monte Carlo yöntemleriyle simülasyonunu içermektedir (Kilian,1998:218). Bu yaklaşım Sims ve Zha (1999) tarafından daha da geliştirilmiştir. Sims ve Zha'nın bu yaklaşım üzerinde değişiklik yapmasının altında yatan temel faktör; Doan (1992) tarafından önerilen bu yöntemde dahil olmak üzere diğer bütün güven aralıkları hesaplama yöntemlerinin birbirleriyle ilişkili güven aralıkları tahminleri yaratmalarıdır. Sims ve Zha, etki tepki tahminlerinin kovaryans matrisinin elemanları arasındaki ilişkiyi yok etmek için bu matrisin, yani etki tepkilerin kovaryans matrisinin, dikeyleştirilmesini önermiştir. Dolayısıyla Sims ve Zha Monte Carlo İntegrasyon yöntemine yeni iki aşama daha ekleyerek genişletmiştir. Monte Carlo İntegrasyon yönteminin Sims ve Zha (1999) tarafından geliştirilmiş versiyonu bootstrap yöntemlerinin aksine, değişen varyanslılık durumunda bile kullanılabilir. (Canova, 2007:127).

Tahmin edilen etki tepki katsayılarının güven aralıklarının hesaplanması için kullanılan yöntemlerin performanslarının karşılaştırıldığı çalışmalar literatürde mevcuttur. Bu çalışmalarda genel olarak Sims ve Zha (1999) tarafından önerilen Monte Carlo İntegrasyon yönteminin ve Kilian (1998)'in sapması düzeltilmiş bootstrap

⁶⁰ Runkle (1987) yönteminin aşmaları için Canova (2007)'ye bakınız.

yönteminin daha iyi performans sergilediği gösterilmektedir⁶¹. Bu nedenle etki tepki analizlerine dayalı olarak yapılan yorumların ve politika önerilerinin daha güvenilir olabilmesi için, bu iki yöntemden herhangi biri kullanılarak güven aralıklarının oluşturulması anlamlı olacaktır.

2.2.7. Varyans ayrıştırması

VAR modelinde yer alan değişkenler arasındaki ilişkilerin yorumlanmasında etki tepki analizi ve Granger nedensellik analizinin yanı sıra, varyans ayrıştırması da kullanılır. Varyans ayrıştırması bir değişkeninin h dönem ileri öngörü hata varyansının ne kadarının sistemdeki diğer değişkenlere gelen şoklar tarafından açıklandığını gösterir. Bu analiz herhangi bir makroekonomik değişkeni etkileyen çok sayıdaki şoktan, hangisinin bu değişken üzerinde daha fazla etkiye sahip olduğu sorusunun cevaplanmasına yardımcı olabilir. Örneğin enflasyonu düşürmeyi amaçlayan bir merkez bankası, bu amaca yönelik bir politika uygulamaya koymadan önce enflasyon üzerinde en büyük etkiye sahip olan şoku belirlemelidir: Enflasyon üzerinde arz şoku mu daha fazla baskındır, yoksa talep şoku mu? Varyans ayrıştırması analizi yapılarak bu sorunun cevabı bulunabilir.

Bir değişkenin öngörü hata varyansının tamamı kendisine gelen şok tarafından açıklanıyorsa, bu değişken dışsaldır. Aksine bir değişkenin öngörü hata varyansının büyük bir bölümü tüm öngörü dönemi boyunca diğer değişkenlere gelen şoklar tarafından açıklanıyorsa, bu değişken içseldir (Enders, 2010:314).

Varyans ayrıştırması analizinde de etki tepki analizindeki benzer sorunlar vardır. Eğer bir Choleski ayrıştırmasıyla elde edilmiş dikeyleştirilmiş etki tepkilerden yararlanılarak varyans ayrıştırması analizi yapılıyorsa, bu durumda varyans ayrıştırmasının sonuçları da değişkenlerin sıralamasına duyarlı olacaktır. Ya da öngörü hatası etki tepkilerine bağlı olarak varyans ayrıştırması analizi yapılıyorsa, ekonomik olarak anlamlı yorumların olmaması sorunu varyans ayrıştırmasında da ortaya çıkabilir. Dolayısıyla öngörü hatası etki tepkilerinden, dikeyleştirilmiş etki tepkilerden ya da yapısal etki tepkilerden varyans ayrıştırması hesaplanabilir.

⁶¹ Bakınız Kilian (1998), Kilian (2000), Sims ve Zha (1999).

Eşitlik (2.37)'deki VAR(p) modeli için eşitlik (2.43)'teki dikeyleştirilmiş etki tepkiler kullanılarak varyans ayrıştırması açıklanabilir. Dikeyleştirilmiş etki tepkiler açısından y_t 'nin h dönem ileri öngörü hatası şöyledir:

$$y_{T+h} - y_{T+h|T} = \Theta_0 \varepsilon_{T+h-1} + \Theta_1 \varepsilon_{T+h-2} + \dots + \Theta_{h-1} \varepsilon_{T+1} \quad (2.49)$$

Eşitlik (2.49)'da yer alan dikeyleştirilmiş etki tepki katsayılarından Θ_i 'nin birinci satır ve m. sütun elemanı $\Theta_{1m,i}$ ile gösterilirse, y_t 'de yer alan k. değişkenin öngörü hatası:

$$y_{k,T+h} - y_{k,T+h|T} = \sum_{i=0}^{h-1} \Theta_{k1,i} \varepsilon_{1,T+h-i} + \Theta_{k2,i} \varepsilon_{2,T+h-i} + \dots + \Theta_{kK,i} \varepsilon_{K,T+1} \quad (2.50)$$

biçiminde ifade edilebilir. ε_{kt} 'nin eş anlı ve serisel olarak ilişkisiz olduğu varsayıldığı için, eşitlik (2.50)'nin varyansı alındığında şu sonuca ulaşılır:

$$\sigma_k^2(h) = \sum_{i=0}^{h-1} (\Theta_{k1,i}^2 + \dots + \Theta_{kK,i}^2) = \sum_{i=1}^K (\Theta_{ki,0}^2 + \dots + \Theta_{ki,h-1}^2) \quad (2.51)$$

Eşitlik (2.51)'deki $(\Theta_{ki,0}^2 + \dots + \Theta_{ki,h-1}^2)$ ifadesi, k. değişkenin h dönem ileri öngörü hata varyansına i. değişkenin katkısını ifade etmektedir. Dolayısıyla bu ifade $\sigma_k^2(h)$ 'a bölüldüğünde, i. değişkene gelen şokun k. değişkenin öngörü hata varyansı içerisindeki payına ulaşılır. Başka bir ifadeyle k. değişkenin öngörü hata varyansının ne kadarlık bir kısmının i. değişkene gelen şok tarafından açıklandığı elde edilmiş olunur (Lütkepohl, 2001:696):

$$\omega_{ki}(h) = \frac{\Theta_{ki,0}^2 + \dots + \Theta_{ki,h-1}^2}{\sigma_k^2(h)} = \frac{\Theta_{ki,0}^2 + \dots + \Theta_{ki,h-1}^2}{\sum_{i=1}^K (\Theta_{ki,0}^2 + \dots + \Theta_{ki,h-1}^2)} \quad (2.52)$$

Etki tepkilerin tahminlerinde olduğu gibi, öngörü hata varyansının bileşenlerinin $\omega_{ki}(h)$ tahminleri de VAR modelinin parametrelerinin tahmincilerinden elde edilir. Bu doğrultuda etki tepki tahminlerinde olduğu gibi, α vektörünün VAR katsayılarını içerdiğini varsayalım. Bu durumda $\omega_{ki,h}$ α 'nın fonksiyonu olacaktır:

$$\omega_{ki,h} = \omega_{ki,h}(\alpha)$$

Eğer α 'nın tahmincileri $\hat{\alpha}$ olarak gösterilirse, $\omega_{ki,h}$

$$\hat{\omega}_{ki,h} = \omega_{ki,h}(\hat{\alpha})$$

olarak tahmin edilir. VAR katsayılarının OLS tahmincileri asimptotik olarak normal dağılmışsa,

$$\sqrt{T}(\hat{\alpha} - \alpha) \xrightarrow{d} N(0, \Sigma_{\hat{\alpha}})$$

$\hat{\omega}_{ki,h}$ 'de asimptotik olarak normal dağılır (Lütkepohl, 2010b:371):

$$\sqrt{T}(\hat{\omega}_{ki,h} - \omega_{ki,h}) \xrightarrow{d} N\left(0, \sigma_{ki,h}^2 = \frac{\partial \omega_{ki,h}}{\partial \alpha'} \Sigma_{\hat{\alpha}} \frac{\partial \omega_{ki,h}}{\partial \alpha}\right)$$

3. Yapısal VAR Modeli

İndirgenmiş form VAR modeli, sonuçlarının ekonomik olarak anlamlı yorumlarının olmadığı yönünde eleştiriler almıştır. Bu yaklaşımda ekonometrisyenlerin ana rolü; modelde yer alacak değişkenleri ortaya koymaktır. Bu bağlamda VAR yaklaşımı oldukça mekaniktir. İndirgenmiş form VAR modellerinde ekonomi teorisinden çok fazla yararlanılmamaktadır, yalnızca modelde yer alacak değişkenlerin seçimi aşamasında ekonomi teorisi göz önünde bulundurulmaktadır. Bu bakımdan modellerin sonuçlarının ekonomik olarak anlamlı yorumlarının olmaması şaşırtıcı değildir. Ayrıca bir önceki kısımda da ifade edildiği üzere; etki tepki ve varyans ayrıştırması analizleri değişkenlerin sıralamasına duyarlıdır ve değişkenlerin alternatif sıralamalarından hangisinin seçileceği model kurucularının yargılarına bağlıdır. Bu doğrultuda temel yapısal model indirgenmiş form VAR modelinden ayrıştırılmadıkça, bir Cholesky ayrıştırmasıyla elde edilmiş olan şoklar doğrudan ekonomik bir yoruma sahip olmayacaktır (Enders, 2010:325).

Cooley ve Leroy (1985) tarafından da belirtildiği gibi, VAR modelleri indirgenmiş form modelleridir. Bu nedenle bu modeller yalnızca verinin dinamik özelliklerini açıklayan basit araçlardır. Ayrıca spesifik bir teoriye dayanmayan indirgenmiş form VAR modellerinin anlaşılması zordur. Bu nedenle VAR modelinin parametreleri

tercihler, teknoloji ve optimizasyon davranışlarını temsil eden yapısal parametrelerle ilişkilendirilmedikçe, bu parametrelerin herhangi bir ekonomik anlamı olmayacaktır (Breitung vd, 2004:159).

İndirgenmiş form VAR modellerinin spesifik bir teoriye dayanmaması ve buna bağlı olarak bu modeller kullanılarak ulaşılan sonuçların ekonomik olarak anlamlı yorumlarının olmaması Yapısal VAR (SVAR) modellerinin ortaya çıkmasına neden olmuştur (Lütkepohl, 2010a:146). Sims (1986), Bernanke (1986) ve Shapiro ve Watson (1988) SVAR ya da ayırt edilmiş VAR modellerini geliştirmişlerdir. Bu yazarlar otoregresif katsayıların belirlenmesine yoğunlaşmak yerine, dışsal şokların doğrusal bileşimi olan sistemdeki hata terimlerinin ayırt edilmesi üzerine yoğunlaşmışlardır (Breitung vd, 2004:159).

SVAR modellerinde değişkenler arasındaki eş anlı ilişkileri analiz etmek için ekonomi teorisinden yararlanılır. Bu bağlamda SVAR'da ayırıştırma kısıtları ön plana çıkmaktadır (Stock ve Watson, 2001:103). Literatürde farklı ayırıştırma kısıtları önerilmektedir.

3.1. Ayırt Edilme Kısıtları

Yapısal şokları ayırt etmek için literatürde kullanılan kısıtlar şu şekilde madellenebilir (Canova, 2007:131):

- (i) *Kısa Dönem Kısıtlar*
- (ii) *Uzun Dönem Kısıtlar*
- (iii) *İşaret Kısıtları*

Kısa dönem kısıtları değişkenler arasındaki eş anlı ilişkiler üzerine konan kısıtlardır. Bu kısıtlar temel olarak ekonomideki bilginin yayılması ya da bilginin yayılmasındaki gecikmeyle ilgilidir. Örneğin Merkez Bankasının faiz kararıyla çıktı eş anlı olarak gözlenemez (Canova, 2007:131). Dolayısıyla faiz oranındaki beklenmedik bir değişimin çıktıyı eş anlı olarak etkilemeyeceği varsayılarak kısa dönem kısıtı konulabilir.

Yapısal şokların ayırt edilmesi amacıyla uzun dönem kısıtları da kullanılmaktadır. İktisat teorisi bazı şokların uzun dönem etkisinin sıfır olacağını ileri sürmektedir.

Örneğin klasik iktisat teorisine göre, nominal şokların reel değişkenler üzerinde uzun dönemde etkisi yoktur (Breitung vd, 2004:160).

Nispeten daha yeni çalışmalarda kısa dönem ve uzun dönem kısıtları yerine etki tepkiler üzerine işaret kısıtları konulmaktadır. Bu yaklaşımda belirli şoklara bazı değişkenlerin tepkileri birkaç dönem için pozitif ya da negatif olarak kısıtlanmaktadır. Örneğin daraltıcı bir parasal şoka enflasyon oranının tepkisi dört çeyrek için negatif olacak şekilde kısıtlanabilir (Lütkepohl, 2010a:147).

3.1.1. Kısa dönem kısıtlarla ayırt edilme

Eş dönem kısıtları ya da kısa dönem kısıtları Amisano ve Giannini (1997:118)'in AB model olarak adlandırılan aşağıdaki yapısal modelinden hareketle gösterilebilir.

$$Ay_t = D_1y_{t-1} + D_2y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p} + B\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_k) \quad (2.53)$$

Bu model hem değişkenler arasındaki eşanlı ilişkiler üzerine (A matrisinin kısıtlanması yoluyla) hem de yapısal şokların değişkenler üzerindeki etkileri üzerine (B matrisinin kısıtlanması yoluyla) kısıtlamaların konulmasına imkan vermektedir (Lütkepohl, 2007:502). Yukarıdaki yapısal modelin indirgenmiş formu, eşitlik (2.53)'ün her iki yanını önden A^{-1} ile çarpılarak elde edilebilir.

$$y_t = \Gamma_1 y_{t-1} + \Gamma_2 y_{t-2} + \dots + \Gamma_p y_{t-p} + u_t \quad (2.54)$$

Burada $\Gamma_i = A^{-1}D_i$ $i=1,2, \dots, p$ dir.

İndirgenmiş form VAR modeli bozucu terimleriyle yapısal şoklar arasında aşağıdaki gibi bir ilişkinin olduğu, (2.53) ve (2.54)'ten açıkça görülmektedir.

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t$$

ya da

$$Au_t = B\varepsilon_t$$

Yapısal şokları ayırt etmek için A matrisi, B matrisi ya da her ikisi birden kısıtlanabilir. Bu farklı kısıtlar aşağıda incelenecektir.

3.1.1.1. A model

AB modelin özel bir durumu olan A modelde, $B=I_k$ olarak ayarlanır ve A matrisi üzerine kısıtlar konularak yalnızca değişkenler arasındaki eş anlamlı ilişkiler modellenir (Seymen, 2009:12). Dolayısıyla A modeli

$$Ay_t = D_1y_{t-1} + D_2y_{t-2} + \dots + D_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

biçiminde yazılabilir. Buradan indirgenmiş form VAR modeli bozucu terimleriyle yapısal şoklar arasında

$$\begin{aligned} u_t &= A^{-1}\varepsilon_t \\ \text{ya da} \\ \varepsilon_t &= Au_t \end{aligned} \tag{2.55}$$

şeklinde bir ilişki vardır. Yapısal şokların ayırt edilmesi için A matrisi üzerine kaç tane kısıt konulması gerektiği, eşitlik (2.55)' in varyansı alınarak ortaya konulabilir.

$$\Sigma_\varepsilon = A \Sigma_u A' \tag{2.56}$$

Yapısal şokların kovaryans matrisinin (Σ_ε) köşegen olduğu varsayıldığından, eşitlik (2.56)'daki ilişkide $K(K-1)/2$ tane bağımsız denklem vardır. Yani $A \Sigma_u A'$ 'nın köşegen dışındaki elemanlarının tamamı sıfıra eşittir. Dolayısıyla A matrisindeki K^2 elemanın tamamının eşsiz çözümlerine ulaşmak için K^2 bağımsız denkleme ihtiyaç vardır. Başka bir ifadeyle

$$K^2 - \frac{K(K-1)}{2} = \frac{K(K+1)}{2}$$

tane ekstra denkleme ihtiyaç vardır. Bu metodolojide genellikle A matrisinin ana köşegenlerindeki elemanlar 1'e normalize edilir. Bu durumda yapısal şokların tam ayırt edilmesini garanti etmek için A matrisinin köşegen dışı elemanları üzerine

$$K^2 - K - \frac{K(K-1)}{2} = \frac{K(K-1)}{2}$$

tane kısıtlama konulması gerekmektedir (Lütkepohl, 2005:359). A matrisi üzerindeki kısıtlamaları aşağıdaki notasyonla da gösterebiliriz.

$$vec(A) = R_A \gamma_A + r_A$$

Burada γ_A A matrisinin kısıtlanmamış elemanlarını temsil etmektedir. R_A elemanları 1 ve 0 dan oluşan bir seçim matrisidir. r_A ise normalize edilmiş sabitler vektörüdür (Breitung vd, 2004:163).

Sims (1986), Bernanke (1986) ve Shapiro ve Watson (1988) A matrisi üzerine kısıtlar koyarak yapısal şokları ayırt etmişlerdir.

3.1.1.2. B model

AB modelin özel bir durumu olan B modelde, $A=I_k$ olarak ayarlanır ve B matrisi üzerine kısıtlar konularak, yapısal şokların doğrusal bir bileşimi olarak u_t modellenir. Bu durumda indirgenmiş form VAR modeli bozucu terimleri ve yapısal şoklar arasında aşağıdaki gibi bir ilişki vardır.

$$u_t = B\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_K) \quad (2.57)$$

Eşitlik (2.57)'nin her iki yanında yer alan olasılıklı değişkenlerin varyansları alındığında

$$\begin{aligned} \Sigma_u &= B \Sigma_\varepsilon B' \\ \Sigma_u &= BB' \end{aligned} \quad (2.58)$$

sonucuna ulaşılır. Bozucu terimlerin kovaryans matrisi (Σ_u) simetrik olduğundan, eşitlik (2.58)'deki ilişkide yalnızca $K(K+1)/2$ tane bağımsız denklem vardır. B'deki K^2 elemanın tamamını ayırt etmek için

$$K^2 - \frac{K(K+1)}{2} = \frac{K(K-1)}{2}$$

tane ilave kısıta ihtiyaç vardır. Dolayısıyla yapısal şokların tam ayırt edilmesi için B matrisi üzerine $K(K-1)/2$ tane kısıt konulmalıdır (Lütkepohl, 2005:362). A modelde olduğu gibi, bu modelde de kısıtları $vec(B) = R_B \gamma_B + r_B$ şeklinde ifade edilebilir.

3.1.1.3. AB model

Eş anlı olarak hem A hem de B matrisi üzerine kısıtlar konularak yapısal şokların ayırt edilmesi mümkündür. Bu durumda Amisano ve Giannini (1997)'nin AB model olarak adlandırılan modeli bir bütün olarak ele alınır.

$$Au_t = B\varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim (0, I_K)$$

Yukarıdaki ifade aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$u_t = A^{-1}B\varepsilon_t \quad (2.59)$$

Eşitlik (2.59)'daki ifadenin varyansı alındığında aşağıdaki ifadeye ulaşılır.

$$\begin{aligned} \Sigma_u &= A^{-1}B \Sigma_\varepsilon B'(A^{-1})' \\ \Sigma_u &= A^{-1}BB'(A^{-1})' \end{aligned} \quad (2.60)$$

İndirgenmiş form bozucu terimlerinin kovaryans matrisi (Σ_u) simetrik olduğu için eşitlik (2.60)'da $K(K+1)/2$ tane bağımsız denklem vardır. Ayrıca A ve B matrislerinin her birinde K^2 eleman bulunmaktadır. Dolayısıyla A ve B matrislerinde toplam $2K^2$ eleman vardır. Bu $2K^2$ elemanın tamamının ayırt edilmesini garanti etmek için

$$2K^2 - \frac{K(K+1)}{2} = \frac{3K^2 - K}{2}$$

tane ilave kısıta ihtiyaç vardır. A matrisinin ana köşegenlerindeki elemanlar 1'e normalize edildiği durumda, tam ayırt edilmeyi sağlamak için A ve B matrisi üzerine toplam

$$2K^2 - K - \frac{K(K+1)}{2} = \frac{3K^2 - 3K}{2} = \frac{3K(K-1)}{2}$$

kısıt konulmalıdır (Lütkepohl, 2005:364). A ve B matrisi üzerindeki kısıtlar şu şekilde de gösterilebilir:

$$vec(A) = R_A \gamma_A + r_A \quad \text{ve} \quad vec(B) = R_B \gamma_B + r_B$$

AB modelin detaylarını göstermek amacıyla Breitung vd (2004:164-165) ve Lütkepohl (2005:366-367)'de Pagan (1995)'de tartışılan basit IS-LM modeli ele alınmıştır. Bu basit model AB modeli için iyi bir örnektir. Şimdi bu örnekten hareketle A ve B matrisleri üzerindeki kısıtlamaları ve sistemin nasıl ayırt edildiğini gösterelim. Bu modelde yer alan değişkenler şöyledir: Çıktı(q_t), Faiz Oranı(i_t) ve Reel Para Arzı (m_t). İndirgenmiş form VAR modelin artıkları $u_t = (u_t^q, u_t^i, u_t^m)'$ biçiminde gösterilmektedir. Pagan (1995) yapısal şoklar ve indirgenmiş form artıkları arasındaki ilişkiyi belirlemek için geleneksel Keynesyen görüşten yararlanmış ve bu ilişkiyi aşağıdaki gibi ifade etmiştir:

$$u_t^q = -a_{12}u_t^i + b_{11}\varepsilon_t^{IS} \quad (\text{IS Eğrisi})$$

$$u_t^i = -a_{21}u_t^q - a_{23}u_t^m + b_{22}\varepsilon_t^{LM} \quad (\text{Ters LM Eğrisi})$$

$$u_t^m = b_{33}\varepsilon_t^m \quad (\text{Para Arzı Kuralı})$$

Burada $\varepsilon_t = (\varepsilon_t^{IS}, \varepsilon_t^{LM}, \varepsilon_t^m)'$ vektörü yapısal şokları temsil etmektedir. Bu yapısal şokların karşılıklı olarak ilişkisiz oldukları varsayılmaktadır. Yani $\varepsilon_t \sim (0, I_K)$ olduğu varsayılmaktadır.

Yukarıdaki ilk denklem geleneksel IS eğrisini temsil etmektedir. Bu denklemde geleneksel Keynesyen görüşe bağlı olarak a_{12} 'nin negatif olması beklenmektedir. İkinci denklemde Keynesyen para talebi fonksiyonun faiz şokuna göre çözümü sunulmaktadır. Bu çözümde a_{21} 'in pozitif ve a_{23} 'ün negatif olması beklenmektedir. Son denklemde para arzı şokunun dışsal bir para arzı şoku tarafından belirlendiği gösterilmektedir.

Bu üç denklem AB modeliyle aşağıdaki gibi ilişkilendirilebilir:

$$Au_t = B\varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & a_{12} & 0 \\ a_{21} & 1 & a_{23} \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} u_t = \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \varepsilon_t$$

A ve B matrisi üzerindeki kısıtlamalar aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$vec(A) = \begin{bmatrix} 1 \\ a_{21} \\ 0 \\ a_{12} \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ a_{23} \\ 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & 0 & 0 \\ 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \\ 0 & 0 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{21} \\ a_{12} \\ a_{23} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ 1 \end{bmatrix}$$

ve

$$vec(B) = \begin{bmatrix} b_{11} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ b_{22} \\ 0 \\ 0 \\ 0 \\ b_{33} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} \\ b_{22} \\ b_{33} \end{bmatrix}$$

Daha önceden de belirtildiği gibi, K boyutlu bir AB modelin tam ayırt edilebilmesi için $2K^2 - K(K+1)/2$ tane kısıt gerekmektedir. Yukarıdaki örnekte K=3 olduğu için A ve B matrisleri üzerine toplam

$$2K^2 - \frac{K(K+1)}{2} = \frac{3K^2 - K}{2} = \frac{3 \cdot 3^2 - 3}{2} = 12$$

adet kısıt konulduğunda, bu örnekteki IS-LM model tam ayırt edilmiş olur. A matrisinde 3 tane sıfır kısıtı ve 3 tane de bir kısıtı vardır. B matrisinde ise 6 tane sıfır kısıtı mevcuttur. Dolayısıyla A ve B matrisleri üzerine toplam 12 adet kısıt konulmuştur. Bu nedenle yukarıda verilen sistem tam ayırt edilmiştir. Artık SVAR modeli tahmin edilebilir ve yapısal şokların etkileri SVAR modeli kullanılarak incelenebilir.

3.1.2. Uzun dönem kısıtlarla ayırt edilme

Klasik iktisat teorisinin temel varsayımlarından birisi olan paranın uzun dönemde yansızlığı ya da nominal şokların çıktı, reel faiz ve reel ücret gibi reel değişkenler üzerinde uzun dönem etkisinin olmaması; VAR modellerinde yapısal şokların ayırt edilmesi amacıyla uzun dönem kısıtları kullanımının temel dayanağıdır. Örneğin bu varsayıma dayalı olarak, bir para politikası şokunun çıktı üzerinde uzun dönem etkisinin olmadığı varsayılarak kısıt konulabilir (Walsh, 2010:26). Dolayısıyla VAR modelleri bağlamında, belirli bir şokun kümülatif etkisinin sifıra eşit olacak şekilde kısıtlanmasıyla uzun dönem kısıtı konulmuş olur. Ancak bu kısıtın anlamlı olabilmesi için yapısal bir şokun durağan olmayan bir değişkenin uzun dönem davranışı üzerindeki etkisinin kısıtlanmasının gerektiği unutulmamalıdır (Seymen, 2009:14). Yapısal VAR literatüründe, uzun dönem kısıtı kullanımına Blanchard ve Quah (1989) öncülük yapmıştır⁶². Bu nedenle bu çalışmanın detayları aşağıda açıklanacaktır.

BQ yapısal şokları ayırt etmek ve bu şokların çıktı ve işsizlik üzerindeki etkilerini incelemek için, aşağıdaki varsayımlarda bulunmuştur (Blanchard ve Quah, 1989:656).

- (i) Çıktı ve işsizliği etkileyen iki tür şok vardır: talep ve arz şokları
- (ii) Talep şokları çıktı ve işsizlik üzerinde uzun dönem etkiye sahip değildir.
- (iii) Arz şokları işsizlik üzerinde uzun dönem etkiye sahip değildir. Ancak çıktı üzerinde uzun dönem etkiye sahiptir.

⁶² Buradan sonra Blanchard ve Quah(1989) BQ ile gösterilecektir.

(iv) Talep ve arz şokları bütün öncüllerinde ve gecikmelerinde ilişkisizdir⁶³.

Yukarıdaki varsayımlara bağlı olarak BQ'nun detaylarını ortaya koymak için iki tane değişken olduğunu varsayalım: y_t ve z_t . Bu değişkenlerden y_t çıktıyı ve z_t 'de işsizliği temsil etsin. Buna ilaveten y_t serisinin $I(1)$ ve z_t serisinin de $I(0)$ olduğunu varsayalım. Hem çıktı hem de işsizlik yalnızca talep ve arz şokları tarafından etkilenmektedir. Sabit terim dikkate alınmadığında, Δy_t ve z_t 'nin İki Değişkenli Hareketli Ortalama (BMA) temsili aşağıdaki gibi olacaktır.

$$\Delta y_t = \sum_{i=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{i=0}^{\infty} c_{12}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (2.61)$$

$$z_t = \sum_{i=0}^{\infty} c_{21}(k) \varepsilon_{1t-k} + \sum_{i=0}^{\infty} c_{22}(k) \varepsilon_{2t-k} \quad (2.62)$$

(2.61) ve (2.62) daha kompakt bir biçimde

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} C_{11}(L) & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.63)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada ε_{1t} talep şoklarını ve ε_{2t} arz şoklarını temsil etmektedir.

BQ yukarıda ifade edilen dördüncü varsayıma ek olarak şokların varyanslarını 1'e normalize etmiştir: $\text{var}(\varepsilon_{1t}) = \text{var}(\varepsilon_{2t}) = 1$ (Blanchard ve Quah, 1989:657). Dolayısıyla şokların kovaryans matrisi birim matris olarak belirlenmiştir.

$$\Sigma_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} \text{var}(\varepsilon_1) & \text{cov}(\varepsilon_1 \varepsilon_2) \\ \text{cov}(\varepsilon_2 \varepsilon_1) & \text{var}(\varepsilon_2) \end{bmatrix}$$

$$\Sigma_{\varepsilon} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

⁶³ BQ'nun bu varsayımı Cover vd (2006) ve Enders ve Hurn (2007) tarafından eleştirilmiştir. Bu yazarlar talep ve arz şoklarının ilişkisiz olması ve bu şokların varyanslarının 1'e eşit olması varsayımlarının gerçekçi olmadığını ileri sürmüşlerdir. Bu bağlamda söz konusu yazarlar şokların kovaryans matrisini birim matris olarak kısıtlamadan, uzun dönem kısıtıyla talep ve arz şoklarını ayırt etmişler; talep ve arz şokları arasında yüksek bir korelasyon olduğunu ve şokların varyanslarının 1'den farklı olduğunu göstermişlerdir.

BQ'nun yukarıda ifade edilen varsayımlarından ikincisi uzun dönem kısıtı temsil etmektedir: talep şokları çıktı üzerinde uzun dönem etkiye sahip değildir. Bu kısıt ε_{1t} 'nin Δy_t üzerindeki kümülatif etkisinin sıfır olacağını ifade etmektedir. Bu nedenle eşitlik (2.61)'de

$$\sum_{i=0}^{\infty} c_{11}(k) \varepsilon_{1t-k} = 0$$

olması gerekmektedir. Dolayısıyla ε_{1t} 'nin Δy_t üzerinde uzun dönem etkiye sahip olmaması, Δy_t ve z_t 'nin BMA temsilinin kompakt biçiminde aşağıdaki gibi gösterilir.

$$\begin{bmatrix} \Delta y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 0 & C_{12}(L) \\ C_{21}(L) & C_{22}(L) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

Buradaki sorun talep ve arz şoklarının doğrudan gözlenememesidir. Bu şoklar VAR tahmininden elde edilmektedir⁶⁴.

3.1.3. İşaret kısıtlarıyla ayırt edilme

Yapısal şokların ayırt edilmesinde işaret kısıtları kullanımı göreceli olarak yenidir. Bu yaklaşım farklı düzeylerde eleştiriler alan önceki ayrıştırma yöntemlerindeki, Choleski ayrıştırması, kısa ve uzun dönem kısıtlarla ayrıştırma, sorunları ortadan kaldırmak için tasarlanmıştır. Önceki ayrıştırma yöntemlerini yönetilen eleştiriler aşağıda sunulmaktadır.

Cooley ve Leroy (1985:301) ve Bernanke (1986:8) Cholesky ayrıştırmasının ekonomik teoriyle uyumlu olmadığını ve ulaşılan sonuçların değişkenlerin sırlamasına duyarlı olduğunu ileri sürmüştür. Canova ve Pina (2005:91-92) Dinamik Stokastik Genel Denge Modellerinden (DSGE) yaratılmış olan yapay serileri kullanarak, yapısal şokların ayırt edilmesi için eş anlı sıfır kısıtlarının ya da kısa dönem kısıtlarının kullanımının sorunlu olduğunu göstermiştir. Bu yazarlar, eksik belirlenmiş bir sisteme eş anlı sıfır kısıtları konulmasının dışlanmış değişken sapması sorununa yol açacağını, bu nedenle eş anlı sıfır kısıtlarıyla ayırt edilmiş olan bir sistemden yapılan çıkarımların sapmalı olacağını ileri sürmüştür. Özetle, bu çalışmada eş anlı sıfır kısıtlarıyla ayırt

⁶⁴ BQ ayrıştırma kısıtlarıyla talep ve arz şoklarının VAR tahmininden nasıl elde edilebileceği, Enders (2010, s 340-342)'de basit bir şekilde açıklanmaktadır.

edilmiş bir sistemde; etki katsayılarının yanlış ölçüldüğü ve etki tepkilerin biçiminin ve işaretinin yanlış belirlenmiş olduğu gösterilmiştir. Cooley ve Dwyer (1998:65) BQ tarafından konulan uzun dönem kısıtlarını sağlayan üç teorik model kurarak, BQ' nun aşağıda ifade edilen yardımcı varsayımlarının sonuçlar üzerinde etkisinin olup olmadığını incelemiştir:

- (a) Trendden arındırılmış logaritmik çıktı fark durağandır. Trendden arındırılmış işsizlik oranı durağandır.
- (b) Yapısal şoklar eş anlı olarak ilişkisizdir.
- (c) İki değişkenli VAR(p) serilerin durağan dinamiklerini yaklaşık olarak temsil eder.

Bu çalışmada kullanılan modellerden her birinde yukarıda verilen yardımcı varsayımlardan birisi ihlal edilmiş ve böylece bu varsayımların sonuçlar üzerinde etkisinin olup olmadığı belirlenmeye çalışılmıştır. Bu analizler sonucunda, BQ'nun yardımcı varsayımlarının etki tepkilerin yanlış ayırt edilmesinde ve modelin yanlış belirlenmesinde önemli rol oynadığı vurgulanmıştır. Darvas (2007:4-5) işaret kısıtlarının mı yoksa uzun dönem kısıtlarının mı daha dirençli olduğunu incelemiş; yeni gözlemler eklendiğinde uzun dönem kısıtlarının sonuçlarının istikrarsızlık gösterdiğini ve bu sonuçların trendden arındırma için seçilen yönteme karşı duyarlı olduğunu göstermiştir.

Choleski ayrıştırması, kısa dönem kısıtları ve uzun dönem kısıtlarıyla ayırt edilmiş olan VAR modellerinin kullanıldığı ampirik literatür, bu ayrıştırma yöntemlerinin yukarıda belirtilen sorunlarından dolayı, fiyat sürprizi, çıktı sürprizi, likidite etkisi sürprizi, döviz kuru sürprizi, kamu-özel tüketim sürprizi ve vergi çarpanı sürprizi gibi önemli makro sürprizleri⁶⁵ ortaya çıkarmıştır. Bu makro sürprizlerin önemli bir ortak noktası vardır: Bu sürprizler beklenmedik bir politika şokuna(para ve maliye politikası şokları) politika değişkeni dışındaki bir değişkenin (çıktı, enflasyon ve faiz gibi)

⁶⁵ Uhlig(2005:383) sürprizi tanımlamak için şu açıklamaları yapmıştır. Araştırmacılar herhangi bir şoka bazı değişkenlerin tepkileriyle ilgili önceden genel bir kanıya sahiptir. Örneğin daraltıcı bir para politikası şokunun enflasyonu azaltacağı ya da bir vergi şokunun çıktıyı azaltacağı yönünde genel bir kanı vardır. Eğer gözlenen tepkiler yukarıda belirtilen genel kanılarla ya da sezgilerle uyumsuzsa, bu tepkiler sürpriz olarak adlandırılır. Bu yüzden daraltıcı bir para politikası şokunun enflasyonu arttırdığı yönünde elde edilen bir bulgu fiyat sürprizi olarak adlandırılmaktadır.

sezgilerle ya da geleneksel inançlarla bağdaşmayan tepkilerini içerir (Caldara ve Kamps, 2010:2).

Özetle, sıfır kısıtlarının konulmasını gerektiren geleneksel ayrıştırma yöntemleri makro iktisat teorisiyle ve sezgilerle uyumlu olmayan ampirik sonuçları ortaya çıkarmıştır. Dolayısıyla anlamlı yapısal çıkarımların ve güvenilir politika önerilerinin yapılabilmesi için yeni türde ayrıştırma yöntemlerine ihtiyaç vardır. Faust (1998), Uhlig (2005) ve Canova ve De Nicola (2002) sıfır kısıtları kullanmak yerine, yapısal etki tepkilerin işaretlerini kısıtlayarak yapısal şokları ayırt etmişlerdir. Başka bir ifadeyle, bu yazarlar yapısal etki tepkiler üzerine işaret kısıtları koymuşlardır. Bu yaklaşımda bir değişkeninin bir şoka tepkisi belirli bir dönem için kısıtlanır. Örneğin Uhlig (2005:413) enflasyonun daraltıcı bir para politikası şokuna tepkisini ilk altı ay için negatif olarak kısıtlamıştır.

İşaret kısıtı yaklaşımının temellerini analitik olarak ortaya koymak amacıyla iki değişkenli bir VAR(p) modelinin kullanıldığı bir örneği ele alalım⁶⁶. İki değişkenli VAR(p) modelinin aşağıdaki gibi olduğunu varsayalım.

$$y_t = B_1 y_{t-1} + B_2 y_{t-2} + \dots + B_p y_{t-p} + u_t \quad (2.64)$$

Burada;

$$y_t = \begin{bmatrix} x_t \\ z_t \end{bmatrix}, \quad u_t = \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix}, \quad E(u_t u_t') = \Sigma_u = \begin{bmatrix} \sigma_{ij} \end{bmatrix}, \quad \sigma_i = \sqrt{\sigma_{ii}} \quad \text{ve} \quad \rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j} \quad \text{dir.}$$

x_t =Politika değişkeni dışındaki bir değişken(Çıktı)

z_t =Politika değişkeni (Vergi Oranı)

σ_i =Öngörü hatalarının (u_{it}) standart sapması

ρ_{ij} =Bozucu terimler (u_{it} ve u_{jt}) arasındaki korelasyon katsayısı

Yukarıdaki varsayımlara ilaveten indirgenmiş form modelin bozucu terimleriyle ilişkili olan yapısal şokların (ε_t) sıfır ortalamalı rassal değişkenler olduğu ve bu

⁶⁶ Bu örnekteki açıklamalar ve matematiksel çözümler Caldara ve Kamps(2010:4-10) a dayanmaktadır.

şokların kovaryans matrisinin $E[\varepsilon_t \varepsilon_t'] = \Sigma_\varepsilon = I_2$ biçiminde olduğu varsayılmaktadır. Bu varsayımlar ortaya konulduktan sonra, indirgenmiş form bozucu terimleri ve yapısal şoklar arasındaki ilişki aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$u_t = F \varepsilon_t \quad (2.65)$$

Burada $\varepsilon_t = (\varepsilon_{1t}, \varepsilon_{2t})'$ dir. Ayrıca,

ε_{1t} =Politika dışı şoku(Konjoktür şokunu)

ε_{2t} =Politika şokunu(Maliye politikası şoku (vergi şoku))

temsil etmektedir.

Eşitlik (2.65)'in her iki yanında yer alan olasılık değişkenlerin varyansları alındığında, aşağıdaki ifadeye ulaşılır.

$$\Sigma_u = F \Sigma_\varepsilon F' = FF' \quad (2.66)$$

Sıfır kısıtlamalarından farklı olarak işaret kısıtlaması yaklaşımında, F iki bileşene ayrıştırılmaktadır.

$$F = \tilde{A}Q \quad (2.67)$$

Burada,

$\tilde{A} = \Sigma_u$ ' nun alt üçgen Cholesky faktörü

Q = Aşağıdaki koşulları sağlayan bir dönüşüm matrisidir (rotation matrix).

$$QQ' = I \text{ ve } \det(Q) = 1$$

Bu dönüşüm matrisi (Q) aşağıdaki genel forma sahiptir:

$$Q_{ij}(\theta) = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & \dots & 0 & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & \cos(\theta) & \dots & -\sin(\theta) & 0 \\ \vdots & \vdots & \vdots & 1 & \vdots & \vdots \\ 0 & 0 & \sin(\theta) & \dots & \cos(\theta) & 0 \\ \dots & \dots & \dots & \dots & \dots & \dots \\ 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}$$

İşaret kısıtları belirli bir şoka değişkenlerin anlık tepkileri üzerine konulur. Bu eşitlik (2.65)'te F matrisinin elemanlarının tamamının ya da bir kısmının işaretlerinin kısıtlanmasıyla aynı şeydir. Eşitlik (2.65)'e dikkatle bakıldığında, F matrisinin j. sütunun j. şoka, modelin değişkenlerinin tepkilerini temsil ettiği anlaşılabilir. Örneğin iki değişkenli VAR(p) modeli açısından, F' in ikinci sütunu maliye politikası şokuna (vergi şoku) modelde yer alan değişkenlerin (vergi gelirleri ve çıktı) tepkilerini temsil eder.

İşaret kısıtlarının altında yatan ana sezginin açıklanılmaya çalışıldığı bu basit örnekte, ilgilenilen temel faktör vergi çarpanı ya da maliye politikası şokuna (vergi şokuna) çıktının tepkisidir. Burada belirtilmesi gereken önemli bir nokta, politika dışı şokun (Konjonktür şoku) vergi gelirlerinin konjonktürel ayarlamasını sağladığıdır. Başka bir ifadeyle, konjonktür şoku konjonktürel hareketlerin vergi gelirleri üzerindeki etkisini kontrol etmektedir.

Eşitlik (2.64)'te verilen VAR(p) modelinde yapısal maliye politikası şokunu ve konjonktür şokunu ayırt etmek için Tablo 5' de verilen işaret kısıtları kullanılmaktadır.

Tablo 5. İşaret Kısıtları

	<i>Çıktı</i>	<i>Vergi Gelirleri</i>
<i>Konjonktür Şoku</i>	+	+
<i>Maliye Politikası Şoku</i> <i>(Vergi Şoku)</i>		+

Burada makro iktisat teorisi ve sezgilere bağılı olarak, konjonktür şokuna çıktının anlık tepkisinin negatif olmayacağı ($F_{11} \geq 0$), maliye politikası şokuna vergi gelirlerinin anlık tepkisinin negatif olmayacağı ($F_{22} \geq 0$) ve konjonktür şokuna vergi gelirlerinin tepkisinin negatif olmayacağı ($F_{21} \geq 0$) varsayılmıştır. Yukarıda verilen işaret kısıtlarını koymak için öncelikle F matrisinin elemanlarının belirlenmesi gerekmektedir. Eşitlik (2.67) (2.65)' te yerine konulduğunda, F matrisinin elemanları aşağıdaki gibi bulunabilir.

$$\begin{aligned} \begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} &= \begin{bmatrix} F_{11} & F_{12} \\ F_{21} & F_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \\ &= \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 \\ \sigma_2 \rho_{12} & \sigma_2 \sqrt{1-\rho_{12}^2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \cos(\theta) & -\sin(\theta) \\ \sin(\theta) & \cos(\theta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (2.68)$$

Analizi basitleştirmek amacıyla bozucu terimler arasındaki korelasyon katsayısı açısı olarak belirlenmiştir.

Tanım: Bozucu terimler arasındaki korelasyonu temsil eden ρ_{12} 'nin açısı temsili $\vartheta = \arccos(\rho_{12})$ eşitliği ile verilir. Buna ρ_{12} 'nin açısı temsili denir.

Yukarıdaki tanım kullanılarak ρ_{12} ve $\sqrt{1-\rho_{12}^2}$ şöyle ifade edilebilir:

$$\rho_{12} = \cos(\vartheta) \text{ ve } \sqrt{1-\rho_{12}^2} = \sin(\vartheta)$$

Bu ifadeler eşitlik (2.68)'de yerine konulduğunda

$$\begin{bmatrix} u_{1t} \\ u_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_1 \cos(\theta) & -\sigma_1 \sin(\theta) \\ \sigma_2 \cos(\theta - \vartheta) & -\sigma_2 \sin(\theta - \vartheta) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} \quad (2.69)$$

sonucuna ulaşılır⁶⁷.

⁶⁷ Eşitlik (2.69) da F_{12} ve F_{22} 'nin denklemleri elde edilirken temel trigonometrik özdeşliklerden yararlanılmıştır:

$$\begin{aligned} \cos(\theta) \cos(\vartheta) + \sin(\theta) \sin(\vartheta) &= \cos(\theta - \vartheta) \\ \sin(\theta) \cos(\vartheta) - \cos(\theta) \sin(\vartheta) &= \sin(\theta - \vartheta) \end{aligned}$$

F matrisinin elemanlarını tamamen belirledikten sonra, Tablo 5’de verilen işaret kısıtlarını aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$$\begin{aligned} F_{11} &= \sigma_1 \cos(\theta) \geq 0 \\ F_{21} &= \sigma_2 \cos(\theta - \vartheta) \geq 0 \\ F_{12} &= -\sigma_1 \sin(\theta) \\ F_{22} &= -\sigma_2 \sin(\theta - \vartheta) \geq 0 \end{aligned} \quad (2.70)$$

Önerme 1(Pür İşret Kısıtı Çözüm Kümesi)

S işaret kısıtlarını sağlayan bütün çözümlerin bir kümesi olsun. $\vartheta \in (0, \pi)$ olmak üzere, S aşağıdaki biçimde verilmektedir.

$$S = \{\theta \in [-\pi, \pi] : \frac{-\pi}{2} + \vartheta \leq \theta \leq \min(\vartheta, \frac{\pi}{2})\}$$

Daha önceden de ifade edildiği gibi, araştırmacılar ilgilenilen etki tepkilerin işaretleriyle ilgili genel fikirlere sahiptirler. Gözlenen tepkiler bu genel fikirlerle ya da sezgilerle uyumsuzsa, bu tepkiler sürpriz olarak adlandırılır. Bu tanıma bağlı olarak S iki alt kümeye ayrılmıştır.

S₁: Sürpriz olmayan çözümlerin yer aldığı alt küme

S₂: Sürpriz çözümleri içeren alt küme

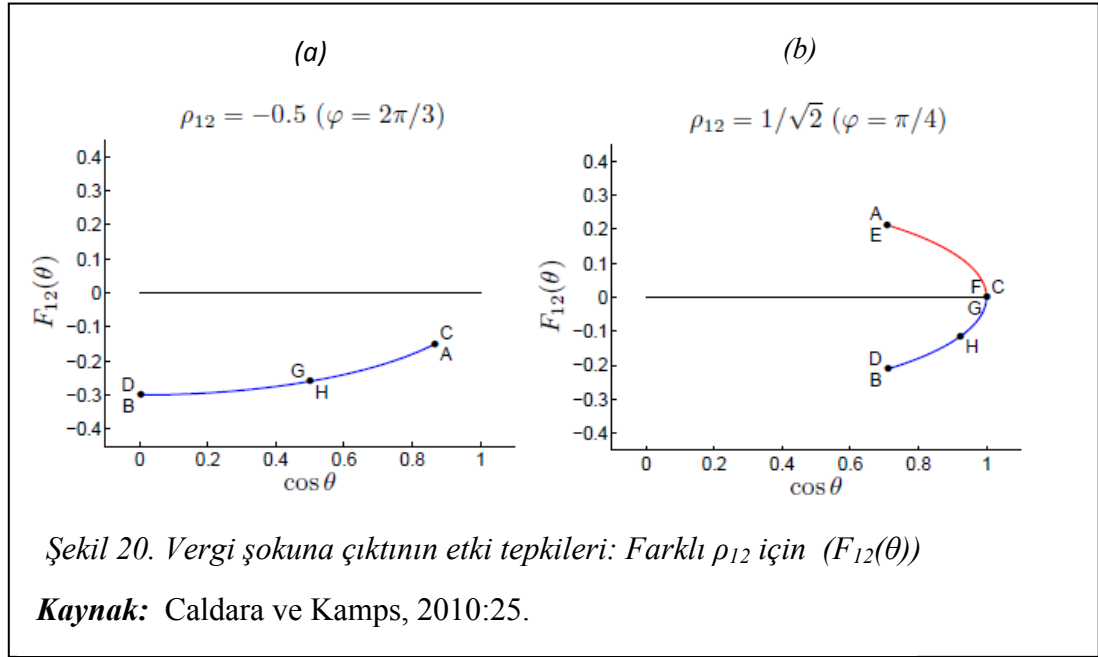
Tanım(Sürpriz olmayan ve sürpriz çözümler)

Pür işaret kısıtı için çözüm $F_{12} \leq 0$ biçimindeyse, bu çözüm sürpriz olmayan bir çözüm olarak adlandırılır. Bunun yerine, pür işaret kısıtı için çözüm $F_{12} \geq 0$ biçimindeyse, bu çözüm sürpriz bir çözüm olarak adlandırılır.

Yukarıdaki tanımlama yapılırken, iktisat teorisi göz önünde bulundurulmuştur. Ana akım makro iktisat teorisi vergi oranını arttıran bir maliye politikası şokunun çıktığı azaltacağını ileri sürmektedir. Bu nedenle bu çözüm sürpriz olmayan çözüm olarak nitelendirilmiştir.

Önerme 2(Sürpriz olmayan ve sürpriz alt kümeler)

S bütün işaret kısıtlarını sağlayan bir küme olsun. $F_{12} \leq 0$ koşulunu sağlayan $S_1 \subset S$ kümesi $S_1 = \{\theta \in [-\pi, \pi] : \max(-\frac{\pi}{2} + \varphi, 0) \leq \theta \leq \min(\varphi, \frac{\pi}{2})\}$ ve $F_{12} \geq 0$ koşulunu sağlayan $S_2 \subset S$ kümesi de $S_2 = \{\theta \in [-\pi, \pi] : -\frac{\pi}{2} + \varphi \leq \theta \leq 0\}$ biçiminde ifade edilir.



Yukarıda Şekil 20’de vergi şokunun çıktı üzerindeki etkisi ($F_{12}(\theta)$) farklı ρ_{12} değerleri için sunulmuştur. Bu şeklin a ve b panelinde yer alan grafikler $\sigma_1=0.3$ olduğu varsayımına dayalı olarak çizilmiştir. A panelinde gösterilen AB eğrisi bütün işaret kısıtları çözümlerinin kümesini temsil etmektedir. B panelindeki CD parçası sürpriz olmayan çözümleri içeren alt kümeyi temsil ederken, EF parçası sürpriz çözümleri içeren alt kümeyi temsil etmektedir. Sonuçta vergi şokuna çıktının etki tepkilerinin işareti ρ_{12} ’nin işaretine bağlıdır.

Konjonktür şokunun vergi gelirlerini arttıracakı gerçeği göz önünde bulundurulduğunda, vergi gelirleri ve çıktının öngörü hataları arasında güçlü bir pozitif korelasyonun olması doğaldır. Öte yandan ana akım makro iktisat teorisi vergi şokunun çıktıyı azaltacağını ileri sürmektedir. Makro iktisat teorisinin bu öngörüsü dikkate alındığında, vergi geliri ve çıktının öngörü hataları arasında negatif korelasyonun da olması doğaldır. Bu nedenle sürpriz olmayan çözümleri içeren alt kümenin ve sürpriz çözümleri içeren alt kümenin boş küme olması söz konusu değildir. Bu bağlamda

cevaplandırılması gereken önemli bir soru, uygulamalı çalışmalarda araştırmacıların hangi kümeyi çözüm kümesi olarak seçecekleridir. Bu sorunun cevabı işaret kısıtı yaklaşımının iki farklı türünde farklıdır:

(i) *Pür İşaret Kısıtı Yaklaşımı*

(ii) *Penaltı Fonksiyonu Yaklaşımı*

Pür işaret kısıtı yaklaşımında, etki tepkiler üzerine konulan işaret kısıtlarını sağlayan etki vektörleri dikkate alınır(Uhlig,2005:389). Bu yaklaşımın kullanıldığı ampirik çalışmalarda aşağıda verilen sayısal algoritmaya benzer bir algoritma izlenir(Canova, 2007:139):

- 1) İndirgenmiş form modelin tahminine bağlı olarak tek düze bir dağılımdan döndürme açıları (θ) çekilir.
- 2) Her bir çekim için etki tepkiler hesaplanır. Bu etki tepkileri işaret kısıtlarını sağlayıp sağlamadığı kontrol edilir. İşaret kısıtlarını sağlayan etki tepkiler kabul edilir, diğerleri dikkate alınmaz⁶⁸.
- 3) Kısıtları sağlayan istenilen miktarda etki tepkiye ulaşıncaya kadar, 1 ve 2. adımlar tekrarlanır.
- 4) Özet istatistikler rapor edilir.

Uhlig(2005:389) pür işaret kısıtı yaklaşımına alternatif olarak penaltı fonksiyonu yaklaşımını geliştirmiştir. Bu çalışmada Uhlig, penaltı fonksiyonu yaklaşımını kullanarak para politikası şoklarını ayırt etmeyi başarmıştır. Bu çalışma ve penaltı fonksiyonu yaklaşımı aşağıda kısaca özetlenecektir.

Uhlig(2005:389) ilk olarak daraltıcı bir para politikası şokuna bazı değişkenlerin tepkisini ilk 6 ay için aşağıda Tablo 2.3' te verildiği gibi kısıtlamıştır.

Tablo 6. Uhlig' in İşaret Kısıtları

	<i>Enflasyon</i>	<i>Ödünç Alınamayan Rezervler</i>	<i>Faiz Oranı</i>
<i>Daraltıcı Para Politikası Şoku</i>	-	-	+

⁶⁸ Dolayısıyla işaret kısıtı yaklaşımını benimsemiş olan araştırmacılar sürpriz olmayan çözümleri içeren alt kümeyi çözüm kümesi olarak kabul etmektedir. Sürpriz çözümleri içeren alt küme pür işaret kısıtı yaklaşımında dikkate alınmamaktadır.

Daha sonra Tablo 6’ da verilen işaret kısıtlarını sağlamayan tepkileri cezalandıran ve işaret kısıtlarını sağlayan tepkileri ödüllendiren penaltı fonksiyonları tanımlanmıştır. Son olarak, bazı penaltı fonksiyonları minimize edilerek para politikası şokları ayırt edilmiştir.

3.2. Yapısal etki tepkiler

İşaret kısıtları, kısa dönem kısıtları ve uzun dönem kısıtları konularak elde edilen etki tepkiler yapısal etki tepkiler olarak adlandırılır (Lütkepohl, 2000:3). Yapısal etki tepkileri göstermek için yapısal şoklar ve indirgenmiş form bozucu terimleri arasındaki ilişkiyi yeniden yazalım.

$$u_t = F \varepsilon_t$$

Yukarıdaki ifadeyi sağlayan F matrisi öncül kısıtlar konularak elde edilmişse, bu ifadeden elde edilen şoklar yapısal şoklardır. Örneğin, kısa dönem kısıtlamalarda ekonomideki bilginin yayılımı dikkate alınır ve buna bağlı olarak değişkenler arasındaki eş anlamlı ilişkileri temsil eden A matrisi üzerine sıfır kısıtları konulur. Dolayısıyla kısa dönem kısıtları açısından, F A^{-1} e eşittir. Buradan hareketle yapısal etki tepkileri aşağıdaki gibi yazabiliriz.

$$\begin{aligned} y_t &= \psi_0 u_t + \psi_1 u_{t-1} + \psi_2 u_{t-2} + \dots \\ y_t &= A^{-1} \varepsilon_t + A^{-1} \psi_1 \varepsilon_{t-1} + A^{-1} \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \\ y_t &= \sum_{i=0}^{\infty} \phi_i \varepsilon_{t-i} \end{aligned}$$

Burada $\phi_0 = A^{-1}$ ve $\phi_j = A^{-1} \psi_j$ $j=1,2,\dots$ dir. A^{-1} matrisi üzerine kısa dönem kısıtları konularak etki tepkiler elde edildiği için ϕ_i ’ ler yapısal etki tepkileridir.

Üçüncü Bölüm

Türkiye’ de Maliye Politikası Şoklarının Dinamik Etkilerinin VAR Analizi

Bu bölümde ilk olarak maliye politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin ölçümü için dizayn edilmiş VAR yaklaşımları açıklanacaktır. Daha sonra bu yaklaşımlar kullanılarak yapılmış olan uluslararası düzeydeki ampirik çalışmalar ve bu çalışmaların bulguları özetlenecektir. Bu bölümün son kısmında ise, maliye politikası şoklarının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri Mountford ve Uhlig (2009) tarafından geliştirilen işaret kısıtı yaklaşımı kullanılarak analiz edilecektir. Bu analizde öncelikle pozitif kamu harcamaları ve gelirleri şoklarının, Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkilerine değinilecektir. Daha sonra beklenti etkileri dikkate alınarak, beklenen maliye politikalarının etkileri ortaya konulacaktır. Son olarak, maliye politikası şoklarının doğrusal kombinasyonlarından elde edilen üç farklı maliye politikası senaryosunun Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkinliği tartışılacaktır. Çalışmada ulaşılan bulguların dirençli olup olmadığı incelenerek bölüm tamamlanacaktır.

1. Maliye Politikasının Etkilerinin Ölçümü İçin Kullanılan Yöntemler

Maliye politikasının etkilerinin ölçümü için literatürde üç farklı metod kullanılmaktadır. Bu metodlar şu şekilde sıralanabilir: Büyük ölçekli makroekonomik model simülasyonları, küçük ölçekli dinamik genel denge modelleri ve indirgenmiş form çalışmaları⁶⁹. İndirgenmiş form denklemi kullanılarak yapılan ilk çalışmalar (Barro 1981; Eisner 1989; Romer ve Romer 1994; Perry ve Schultze 1993) maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerini; çıktı için tek denklem kullanarak ölçmekteydi. Daha sonraki ve nispeten yakın tarihli çalışmalar ise bu etkileri VAR yöntemi kullanarak analiz etmektedir. Bu yöntemin maliye politikasının ampirik analizinde kullanımı son dönemlerde oldukça popülerdir. Bu doğrultuda VAR literatüründe maliye politikasının etkilerinin analizi için farklı türde yaklaşımlar geliştirilmiştir. Aşağıda bu yaklaşımlar detaylı bir şekilde açıklanacaktır.

⁶⁹ Bu çalışmada Türkiye’de maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerinin ölçümü için VAR modellemesi benimsenmektedir. Bu nedenle bu kısımda maliye politikasının etkilerinin ölçümünde kullanılan VAR modelleri detaylı bir şekilde açıklanacaktır. Diğer yöntemler için detaylı bilgiye Hemming vd. (2002)’den ulaşılabilir.

1.1. VAR Modellerinde Maliye Politikası

İndirgenmiş form VAR modelinin belirlenmesindeki farklılıklar (örneklem dönemi, içsel değişkenler seti, deterministik terimler ve gecikme uzunluğu) göz ardı edildiğinde; VAR literatüründe maliye politikasının etkilerini ele alan çalışmalar kendi aralarında mali değişkenlerdeki (kamu harcamaları ve gelirleri) dışsal ve beklenmedik değişimleri ayırt etmek için seçilen yaklaşıma göre farklılaşmaktadır. Maliye politikası şoklarını ayırt etmek için VAR literatüründe önerilen ayrıştırma yöntemlerini açıklamaya geçmeden önce, mali değişkenlerde ortaya çıkan değişimlerin nedenlerinin ortaya konulması yararlı olacaktır.

Herhangi bir aktif politika müdahalesi olmaksızın, kamu harcamaları ve vergi gelirleri ekonomik dalgalanmalarla birlikte otomatik olarak hareket eder. İşsizlik sigortası gibi transfer harcamaları ekonomi yavaşladıkça ve işsizlik oranı arttıkça artarken; iş gücü, sermaye gelirleri ve tüketim üzerinden alınan vergiler azalır. Ekonomi genişlerken ise bunların tam tersi olur. Konjonktürel hareketlerin bir sonucu olarak mali değişkenlerde ortaya çıkan otomatik değişimler, bütçenin konjonktürel bileşeni ile ilişkilidir. Bunun yanı sıra bütçenin diğer bir bileşeni yapısal bileşendir. Kamu bütçesinin yapısal bileşeni bütçeden konjonktürel bileşen çıkarıldığında elde edilir (Beetsma, 2008:17). Bu bileşen iki kısma ayrılabilir:

(i) *İçsel ya da sistematik yapısal bileşen*

(ii) *Dışsal ya da rassal yapısal bileşen*

Mali değişkenlerdeki sistematik ihtiyari değişimler ekonominin durumuyla ilişkilidir. Bu değişimlerin en güzel örneği konjonktür karşıtı maliye politikası uygulamalarıdır. Politika yapıcılar ekonominin küçüleceğini öngördüğü her zaman, kamu harcamalarını arttırabilirler ya da vergileri azaltabilirler. Mali değişkenlerde bu şekilde ortaya çıkan değişimler bütçenin içsel yapısal bileşeni ile ilişkilidir. Çünkü bu değişimler politika yapıcıların ekonomik aktiviteye tepkisini yansıtır. Öte yandan, mali değişkenlerdeki dışsal ve beklenmedik değişimler ekonominin şimdiki ve gelecekteki durumuna bağlı değildir. Bu değişimler diğer yapısal müdahalelerle ilişkisiz olduğundan, bunlar şok olarak modellenebilirler ve VAR modellerinde maliye politikasının makroekonomik

değişkenler üzerindeki etkileri tahmin edilirken birer gözlem olarak kullanılabilirler (Fontana, 2009:595-596). Dolayısıyla VAR modelleri ile maliye politikası analizi yapılırken en kritik aşama, mali değişkenlerdeki dışsal ve beklenmedik değişmelerin içsel ve otomatik değişmelerden nasıl ayırt edileceğidir. Bu değişmeleri ayırt etmek için VAR literatüründe farklı yaklaşımlar önerilmiştir. Bu yaklaşımlar Tablo 7’de özetlenmektedir.

Tablo 7. Maliye Politikası Şoklarının Ayırıştırılmasına Yönelik VAR Yaklaşımları

<i>Ayrıştırma Yaklaşımı</i>	<i>Ayrıştırma Stratejisi</i>
<i>Kukla Değişken Yaklaşımı</i>	<i>Maliye politikası şokları bir kukla değişken kullanılarak ayrıştırılmaktadır.</i>
<i>Yinelemeli Yaklaşım</i>	<i>Maliye politikası şokları bir Cholesky sıralamasından yararlanılarak ayrıştırılmaktadır.</i>
<i>SVAR Yaklaşımı</i>	<i>Maliye politikası şokları değişkenler arasındaki eş anlı ilişkiler üzerine sıfır kısıtları konularak ve vergi sistemi ile ilgili kurumsal bilgilerden yararlanılarak ayrıştırılmaktadır.</i>
<i>İşaret Kısıtı Yaklaşımı</i>	<i>Maliye politikası şokları etki tepkiler üzerine işaret kısıtları konularak ayrıştırılmaktadır.</i>

Tablo 7, maliye politikası şoklarının ayrıştırılması problemine her bir ayrıştırma yaklaşımının farklı bir çözüm sunduğunu göstermektedir. Kukla değişken yaklaşımı bu problemin çözümü için kukla değişken kullanılmasını önermektedir. Yinelemeli yaklaşım ve SVAR yaklaşımı ise, değişkenler arasındaki eş anlı ilişkiler üzerine sıfır kısıtları konulmasını önermektedir. SVAR yaklaşımında vergi sistemiyle ilgili kurumsal bilgiden de yararlanıldığı için sistem üzerine konulan sıfır kısıtlarının sayısı daha azdır. Son olarak işaret kısıtı yaklaşımı ayrıştırma probleminin çözümü için etki tepkiler üzerine işaret kısıtları konulmasını önermektedir. Bu yaklaşımların tamamı aşağıda detaylı bir şekilde açıklanacaktır.

1.1.1. Kukla deęişken yaklaşımı

Bu yaklaşım ilk olarak Hamilton (1985), Romer ve Romer (1989) tarafından kullanılmıştır. Ancak bu çalışmalarda maliye politikası şokları dışındaki şokların ayrıştırılması için kukla deęişken yaklaşımına başvurulmuştur. Hamilton (1985), bu yaklaşımı kullanarak petrol şoklarının etkilerini analiz etmiştir. Romer ve Romer (1989) ise, para politikası şoklarının etkilerini bu yaklaşımdan yararlanarak incelemiştir. Maliye politikası şoklarının ayrıştırılması bağlamında bu yaklaşım ilk olarak Ramey ve Shapiro (1989) tarafından kullanılmış ve daha sonra Edelberg vd. (1999), Burnside vd. (2004) ve Eichenbaum ve Fisher (2005) tarafından çok deęişkenli bir çerçevede genişletilmiştir.

Maliye politikası bağlamında kukla deęişken yaklaşımı, kamu harcamalarının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerinin incelenmesi amacıyla dizayn edilmiştir. Bu yaklaşımda toplam kamu harcamalarının ekonomi üzerindeki etkilerine odaklanmak yerine, askeri harcamaların etkilerine odaklanılmaktadır⁷⁰. Ramey ve Shapiro (1998), bu yaklaşımı kullanarak, II. Dünya Savaşı sonrasında ABD’de askeri harcamalarda önemli artışa yol açan üç olayın - Kore Savaşı, Vietnam Savaşı ve Carter-Regan askeri harcamaları - ekonomik aktivite üzerindeki etkilerini incelemiştir⁷¹. Çeyrek dönemlik veriler kullanan yazarlar; öncelikle askeri harcamalara ilişkin tarihi bilgilerden yararlanarak, bu olayların başlangıç tarihlerini belirlemişlerdir. Bu tarihler sırasıyla 1950:Q3, 1965:Q1 ve 1980:Q1 biçimindedir. Yazarlar, bu askeri şokları ayrıştırmak için yukarıda belirtilen tarihlerde 1 ve diğer dönemlerde sıfır deęeri alan bir kukla deęişken oluşturmuşlardır. Bu kukla deęişkenin cari ve gecikmeli deęerlerinin de yer aldığı tek deęişkenli bir otoregresif model yazarlar tarafından tahmin edilerek, askeri harcamalardaki artışların ana makroekonomik deęişkenler üzerindeki etkileri analiz

⁷⁰ Ramey ve Shapiro (1998) iki nedenden dolayı askeri harcamaların etkilerinin incelenmesinin daha doğru olacağını ileri sürmektedir. Birincisi, askeri harcamalardaki artışlar hızlı ve beklenmedik bir şekilde ortaya çıkar. İkincisi, askeri harcamalardaki deęişmeler jeopolitik şoklara baęlı olduğundan, bu deęişmeler makroekonomik deęişkenlere göre dışsaldır. Dolayısıyla, askeri harcamalardaki deęişmeler ekonominin mevcut ve gelecekteki durumuyla ilişkisizdir. Bu nedenle askeri harcamalarda ortaya çıkan deęişmeler dışsal mali deęişmeler olarak nitelendirilebilirler ve şok olarak modellenebilirler.

⁷¹ Kukla deęişken yaklaşımının kullanıldığı nispeten yakın tarihli çalışmalarda (Eichenbaum ve Fisher 2005; Ramey 2011) bu olaylara 9/11 terörist saldırıları da eklenmiştir.

edilmiştir. Ramey ve Shapiro (1998) tarafından trendde bir kırılmaya izin verilerek tahmin edilen bu denklem aşağıdaki biçimdedir:

$$y_t = \alpha_0 + \alpha_1 t + \alpha_2 (t \geq 1973:2) + \sum_{i=1}^8 b_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^8 c_i D_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

Ramey ve Shapiro (1998) Eşitlik (3.1)'deki tek değişkenli otoregresif modelin tahminine dayalı olarak, askeri harcamalardaki beklenmedik artışların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisini ölçmüştür.

Ramey ve Shapiro (1998)'in öncülüğünü yaptığı bu yaklaşım; askeri harcamalarda artışa yol açan olaylar gerçekten dışsal olduğunda, araştırmacılara başka ayrıştırma kısıtları koymaksızın bu olayların etkilerini doğru bir şekilde analiz etme fırsatı sunması bakımından avantajlıdır. Ancak bu yaklaşımda seçilen askeri olaylarla, aynı dönemde diğer önemli mali şokların olabileceği gerçeği göz ardı edilmiştir. Eğer bu askeri olaylarla yaklaşık olarak aynı zamanlarda farklı mali şoklar da söz konusu ise, bu durumda diğer mali şokların ekonomi üzerindeki etkileri ile askeri şokların etkilerinin ayrıştırılması mümkün olmayacaktır. Kukla değişken yaklaşımı bu bakımdan dezavantajlıdır (Perotti, 2004:5).

1.1.2. Yinelemeli yaklaşım

Yinelemeli yaklaşım, Sims (1980) tarafından literatüre kazandırılmıştır. Bu çalışmada Sims, para politikası şoklarını yinelemeli bir yaklaşım kullanarak ayıştırmıştır. Bu yaklaşımın maliye politikası analizine uygulanması, Fatas ve Mihov'un 2001 yılındaki ortak çalışmalarıyla mümkün olmuştur. Yazarlar maliye politikası şoklarını Sims (1980) tarafından geliştirilen yinelemeli yaklaşımı kullanarak ayıştırmışlardır.

Bu yaklaşımda maliye politikası şokları Cholesky sıralamasına dayalı olarak ayrıştırılmaktadır. Cholesky sıralaması, sistemdeki değişkenler arasındaki eş anlı ilişkileri alt üçgen matris olarak kısıtlamaktadır. Dolayısıyla bu yaklaşımda maliye politikası şoklarını ayırt etmek için değişkenler arasındaki eş anlı ilişkiler üzerine sıfır kısıtları konulmaktadır. Ancak bu kısıtlar değişkenlerin sıralaması yoluyla mekanik bir

şekilde konulmaktadır. Bu nedenle bu yaklaşımda değişkenlerin sıralaması kritik öneme sahiptir.

Fatas ve Mihov (2001) ABD ekonomisi için beş değişkenli bir VAR modeli tahmin etmiştir. Modelde yer alan değişkenler kamu harcamaları (g_t), vergi gelirleri (t_t), çıktı (y_t), enflasyon (π_t) ve faiz oranı (i_t)'dir. Yazarlar modelde yer alan değişkenleri şu şekilde sıralamışlardır:

$$g_t \rightarrow y_t \rightarrow \pi_t \rightarrow t_t \rightarrow i_t$$

Bu sıralamaya göre indirgenmiş form VAR modeli bozucu terimleri (u_t) ile yapısal şoklar (ε_t) arasındaki ilişki aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\begin{bmatrix} u_t^g \\ u_t^y \\ u_t^\pi \\ u_t^t \\ u_t^i \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ a_{21} & 1 & 0 & 0 & 0 \\ a_{31} & a_{32} & 1 & 0 & 0 \\ a_{41} & a_{42} & a_{43} & 1 & 0 \\ a_{51} & a_{52} & a_{53} & a_{54} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^y \\ \varepsilon_t^\pi \\ \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^i \end{bmatrix} \quad (3.2)$$

Değişkenlerin bu şekilde sıralanması ile aslında sistem üzerine aşağıdaki ayrıştırma kısıtları konulmuştur⁷².

- (i) *Kamu harcamaları sistemdeki diğer şoklara eş anlı olarak reaksiyon göstermez.*
- (ii) *Vergi, enflasyon ve faiz şokunun çıktı üzerinde eş anlı etkisi yoktur. Ancak çıktı sadece kamu harcamaları şokuna eş anlı olarak reaksiyon gösterir.*
- (iii) *Enflasyon, vergi ve faiz şokuna eş anlı olarak reaksiyon göstermez, buna karşın kamu harcamaları ve çıktı şokundan eş anlı olarak etkilenir.*

⁷² Burada değişkenlerin sıralamasına bağlı olarak konulan sıfır kısıtları ekonomik teori ve ampirik bulgularla uyumludur. Ekonomik teori ve ampirik bulgular, vergilerin aksine, kamu harcamalarının konjonktür hareketleriyle ilişkisiz olduğunu ileri sürmektedir. Bu nedenle konjonktürle ilişkili şokların kamu harcamaları üzerinde eş anlı etkisinin olmaması kısıtı uygun bir kısıttır. Başka bir ifadeyle değişkenlerin sıralamasında ilk sırada kamu harcamalarının gelmesi iktisat teorisi bakımından anlamlıdır. Değişkenlerin sıralamasında çıktı ve enflasyonun vergilerden daha önce yer alması da ekonomik bakımdan anlamlıdır. Çünkü çıktı ve enflasyondaki şoklar vergi tabanını eş anlı olarak etkiler, dolayısıyla vergi gelirlerini de eş anlı olarak etkiler. Aslında çıktı, enflasyon ve vergilerin bu şekilde sıralanması vergi gelirleri üzerindeki otomatik stabilizatörlerden kaynaklanan etkileri ortadan kaldırmaktadır.

- (iv) Vergiler faiz şokundan eş anlı olarak etkilenmez fakat kamu harcamaları, çıktı ve enflasyon şokundan eş anlı olarak etkilenir.
- (v) Sistemdeki bütün şoklar faiz üzerinde eş anlı etkiye sahiptir.

Dolayısıyla Fatas ve Mihov (2001) yukarıda ifade edilen değişkenlerin Cholesky sıralaması yoluyla, değişkenler arasındaki eş anlı ilişkiler üzerine sıfır kısıtları koyarak yapısal maliye politikası şoklarını ayrıştırıp, kamu harcamaları ve vergi şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini incelemiştir.

1.1.3. SVAR yaklaşımı

SVAR yaklaşımı Blanchard-Perotti (2002) tarafından geliştirilmiştir. Bu yaklaşımda maliye politikası şokları hem değişkenler arasındaki eş anlı ilişkiler üzerine sıfır kısıtları konularak hem de ekonomik aktivitedeki beklenmedik değişimlerin mali değişkenler üzerindeki otomatik etkileri model dışından tahmin edilip birer kısıt olarak sistem üzerine konularak ayrıştırılmaktadır. Bu nedenle, SVAR yaklaşımında yinelemeli yaklaşıma göre daha az sıfır kısıtı kullanılmaktadır. Bu yaklaşım Perotti (2004) ve Perotti (2007) tarafından modele yeni değişkenler eklenerek genişletilmiştir.

Blanchard ve Perotti (2002) tarafından geliştirilen modelde üç değişken bulunmaktadır. Bu değişkenler; vergi gelirleri (t_t), kamu harcamaları (g_t) ve çıktıdır (y_t). Bu model Amisano ve Gianini (1997)'nin AB model temsiline aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$u_t^t = a_{13}u_t^y + b_{12}\varepsilon_t^g + \varepsilon_t^t \quad (3.3)$$

$$u_t^g = a_{23}u_t^y + b_{21}\varepsilon_t^t + \varepsilon_t^g \quad (3.4)$$

$$u_t^y = a_{31}u_t^t + a_{32}u_t^g + \varepsilon_t^y \quad (3.5)$$

Eşitlik (3.3), (3.4) ve (3.5) indirgenmiş form VAR modeli artıkları (u_t) ve yapısal şoklar (ε_t) arasındaki eş anlı ilişkiyi göstermektedir. Bu ilişki matris formunda şu şekilde ifade edilebilir:

$$Au_t = B\varepsilon_t$$

$$\begin{bmatrix} 1 & 0 & -a_{13} \\ 0 & 1 & -a_{23} \\ -a_{31} & -a_{32} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} u_t^t \\ u_t^g \\ u_t^y \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & b_{12} & 0 \\ b_{21} & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_t^t \\ \varepsilon_t^g \\ \varepsilon_t^y \end{bmatrix} \quad (3.6)$$

Yazarlar eşitlik (3.6.)’daki sistemi ayrıştırmak için aşağıda maddeler halinde verilen üç aşamayı izlemişlerdir.

1. **Aşama:** Bu aşamada a_{13} ve a_{23} ’ün elde edilmesi için vergi, transfer ve harcamalarla ilgili kurumsal bilgi kullanılmaktadır. Bu katsayılar ekonomik aktivitenin vergiler ve harcamalar üzerindeki iki farklı etkisini yakalamaktadır. Bu etkilerden ilki, ekonomik aktivitenin vergiler ve kamu harcamaları üzerindeki otomatik etkisidir. İkincisi ise, ekonomik aktivitedeki gelişmelere bağlı olarak vergiler ve kamu harcamalarındaki ihtiyari ayarlamalardır. Bu yaklaşımda çeyrek dönemlik veri kullanıldığı için ekonomik aktivitenin vergiler ve kamu harcamaları üzerindeki ikinci etkisi ortadan kalkmaktadır. Çünkü ekonomik aktivitede yavaşlama olduğu öngörüldüğünde, buna karşı maliye politikası dizayn edilmesi ve bu politikanın uygulamaya konulması üç aydan daha uzun süre gerektirir. Bu nedenle a_{13} ve a_{23} mali değişkenlerin ekonomik aktiviteye otomatik tepkisini yansıtır. Yazarlar ekonomik aktivitenin kamu harcamaları üzerinde eş anlı etkiye sahip olmadığını varsayarak $a_{23}=0$ kısıtını sistem üzerine koymuştur. Bununla birlikte a_{13} katsayısı 2.08 olarak hesaplanmıştır. Bu değerle sistem üzerine dışsal bir kısıt olarak konulmuştur.
2. **Aşama:** Bu aşamada bir önceki aşamada elde edilen a_{13} ve a_{23} kullanılarak konjonktürel olarak ayarlanmış vergi ve harcama artıkları aşağıdaki gibi elde edilir:

$$u_t^{t'} = u_t^t - a_{13}u_t^y \text{ ve } u_t^{g'} = u_t^g$$

Konjoktürel olarak ayarlanmış olan bu artıklar $(u_t^{t'}, u_t^{g'})$ konjonktür şokuyla (u_t^y) ilişkisiz olduğundan, bunlar eşitlik (3.5)’i tahmin etmek için birer araç olarak kullanılabilirler. Bu tahminden a_{31} ve a_{32} katsayıları elde edilir.

Yazarlar bu tahminleri iki alternatif belirleme altında elde etmiştir. Bu belirlemelerde ilki deterministik trend, ikincisi ise stokastik trenddir. Deterministik trend varsayımı altında bu katsayılar sırasıyla -0.836 ve 0.956 olarak tahmin edilmiştir. Stokastik trend varsayımı altında ise sırasıyla -0.876 ve 0.985 olarak tahmin edilmiştir.

- 3. Aşama:** Bu aşamada sistemin ayrıştırılabilmesi için geriye kalan iki katsayı (b_{12} ve b_{21}) ele alınmaktadır. Yazarlar bu katsayıları tahmin etmek için iki alternatif sıralamayı göz önünde bulundurmuştur. Bunlardan ilki vergi kararları harcamalardan daha önce alınır. Bu sıralamaya göre b_{12} sıfıra eşittir, b_{21} tahmin edilir. İkinci sıralamada harcama kararları vergi kararlarından önce alınır. Bu sıralamaya göre ise b_{21} sıfıra eşittir, b_{12} tahmin edilir. Yazarlar bu katsayıları da deterministik trend ve stokastik trend varsayımları altında tahmin etmiştir. Deterministik trend altında b_{12} ve b_{21} sırasıyla -0.187 ve -0.047 olarak tahmin edilirken, stokastik trend varsayımı altında sırasıyla -0.238 ve -0.057 olarak tahmin edilmiştir.

Bu üç aşamada elde edilen tahminler eşitlik (3.6)'daki sistem üzerine dışsal olarak konularak indirgenmiş form VAR modeli artıklarından, yapısal maliye politikası şokları elde edilmektedir. Maliye politikası şokları elde edildikten sonra ise kamu harcamaları ve vergilerin çıktı üzerindeki etkileri incelenebilir.

1.1.4. İşaret kısıtı yaklaşımı

İşaret kısıtı yaklaşımı ilk olarak Faust (1998), Canova ve De Nicola (2002) ve Uhlig (2005) tarafından kullanılmıştır. Bu çalışmaların tamamında işaret kısıtları para politikası şoklarını ayrıştırmak için kullanılmıştır⁷³. Bu yaklaşımın maliye politikası analizine uygulanması; Mountford ve Uhlig'in 2009 yılında yayımlanan ortak çalışmasıyla mümkün olmuştur. Yazarlar, Uhlig (2005) tarafından kullanılan işaret kısıtı yaklaşımını birden fazla şok için genişleterek, maliye politikası analizine

⁷³ Bu çalışmalar işaret kısıtlarının kullanımı açısından birbirinden farklılaşmaktadır. Faust (1998) sadece etki dönemlerine işaret kısıtları koymuştur. Canova ve De Nicola (2002) etki tepkilerin korelasyonu üzerine işaret kısıtları koymuştur. Uhlig (2005) ise şoktan sonraki 6 ay için etki tepkilerin işaretlerini kısıtlamıştır. Uhlig (2005)'i diğer iki çalışmadan ayıran önemli bir fark; Uhlig'in ortanormal Q matrisini hesaplamak için penaltı fonksiyonunu kullanmasıdır.

uygulamışlardır. Bu nedenle maliye politikası şoklarının ayrıştırılması bağlamında işaret kısıtı yaklaşımı, Mountford ve Uhlig'in 2009 yılındaki çalışmasıyla temsil edilmektedir.

İşaret kısıtı yaklaşımında; önceki iki yaklaşımın (Yinelemeli yaklaşım ve SVAR yaklaşımı) aksine, indirgenmiş form VAR modeli artıkları ve yapısal şoklar arasındaki eş anlamlı ilişkiler üzerine sıfır kısıtları konulmamaktadır. Bu yaklaşımda maliye politikası şoklarının ayrıştırılması, etki tepkiler üzerine doğrudan işaret kısıtları konularak gerçekleştirilmektedir. Bu yaklaşımı önceki yaklaşımlardan ayırtıran iki önemli faktör daha vardır. Bunlardan ilki, önceki yaklaşımlarda sistemdeki şokların sayısı ile modeldeki değişkenlerin sayısının eşit olması gerekirken, böyle bir zorunluluğun işaret kısıtı yaklaşımında olmamasıdır. Yaklaşımlar arasındaki diğer bir farklılık, maliye politikası şokunun tanımından kaynaklanmaktadır. İşaret kısıtı yaklaşımında, bir maliye politikası şoku maliye politikasındaki sürpriz bir değişme olarak tanımlanırken, diğer yaklaşımlarda maliye politikası şokları mali değişkenlerin denklemlerinin artıklarından elde edilmektedir.

Mountford ve Uhlig (2009) tarafından geliştirilen bu yeni yaklaşımda on değişkenli bir VAR modeli ele alınmaktadır. Bu modelde yer alan değişkenler şu şekildedir: Çıktı, tüketim, kamu harcamaları, kamu gelirleri, reel ücretler, faiz oranı, reel para arzı, GSYH deflatörü, üretici fiyat endeksi ve konut dışı yatırımlar. Bu yaklaşımda, indirgenmiş VAR modeli tahmininden sonra etki tepkiler üzerine işaret kısıtları konularak ekonomideki üç önemli makro şok ayrıştırılmaktadır. Bu şoklar aşağıda maddeler halinde sunulmaktadır:

- (i) *Konjonktür Şoku*
- (ii) *Para Politikası Şoku*
- (iii) *Maliye Politikası Şokları*
 - a. *Kamu Harcamaları Şoku*
 - b. *Kamu Gelirleri Şoku*

Üç temel makro şokun ayrıştırılmasında aşağıdaki aşamalar izlenmektedir.

1. Aşama: Bu aşamada konjonktür şoku ve para politikası şoku etki tepkiler üzerine işaret kısıtları konulup, bu kısıtları sağlamayan tepkileri cezalandıran bir kriter fonksiyonu ile ayrıştırılmaktadır. Konjonktür şoku ve para politikası şokunu ayrıştırmak için etki tepkiler üzerine sırasıyla aşağıdaki işaret kısıtları konulmaktadır.

- (i) *Konjonktür şokundan sonraki dört çeyrek için kamu gelirleri, çıktı, tüketim ve konut dışı yatırımın tepkileri pozitif olarak kısıtlanmıştır.*
- (ii) *Para politikası şokundan sonraki dört çeyrek için para arzı ve fiyatların tepkileri negatif ve faiz oranının tepkisi pozitif olarak kısıtlanmıştır.*

Bu aşamada her iki şok ayrıştırıldıktan sonra, bu şoklar birbiriyle dikeyleştirilmektedir. Başka bir ifadeyle şoklar ilişkisiz hale getirilmektedir.

2. Aşama: Bu aşamada maliye politikası şokları ayrıştırılmaktadır. İşaret kısıtı yaklaşımında maliye politikası şoklarının iki temel şoktan oluştuğu varsayılmaktadır: Kamu harcamaları şoku ve kamu gelirleri şoku. Bu şoklar mali değişkenlerin etki tepkileri üzerine işaret kısıtları konularak ve diğer şoklarla (konjonktür ve para politikası şoku) dikeyleştirilerek ayrıştırılmaktadır⁷⁴. Kamu harcamaları ve kamu gelirleri şoklarının ayrıştırılması için mali değişkenlerin etki tepkileri üzerine aşağıdaki işaret kısıtları konulmaktadır.

- (i) *Kamu harcamaları şokundan sonraki dört çeyrek için kamu harcamalarının tepkisi pozitif olarak kısıtlanmıştır.*
- (ii) *Kamu gelirleri şokundan sonraki dört çeyrek için kamu gelirlerinin tepkisi pozitif olarak kısıtlanmıştır.*

⁷⁴ Bu yaklaşımda maliye politikası şoklarının diğer şoklarla dikeyleştirilmesiyle, konjonktür şoku ve para politikası şokunun mali değişkenler üzerindeki otomatik etkileri kontrol edilmektedir. SVAR yaklaşımında bu etkilerin kontrol edilmesi için konjonktürel olarak ayarlanmış kamu harcamaları ve vergi gelirleri artıkları oluşturulmaktadır. İşaret kısıtı yaklaşımında şokların dikeyleştirilmesiyle bu etkiler kontrol edildiğinden, konjonktürel olarak ayarlanmış kamu harcamaları ve kamu gelirleri artıklarına ihtiyaç yoktur.

Konjonktür ve para politikası şoklarının ayrıştırılmasında olduğu gibi, kamu harcamaları ve kamu gelirleri şokları da konulan işaret kısıtlarını ihlal eden tepkileri cezalandıran bir kriter fonksiyonu ile ayrıştırılmaktadır.

- 3. Aşama:** Bu aşamada önceki ayrıştırma yaklaşımlarında dikkate alınmayan maliye politikasının duyuru etkisi ele alınmaktadır. Maliye politikasının ilanı ve uygulaması arasında genellikle bir gecikme vardır. Bu gecikme maliye politikasının etkileri incelenirken göz önünde bulundurulmalıdır. Mountford ve Uhlig (2009), bu gecikmeyi değerlendirmek için beklenen kamu harcamaları ve kamu gelirleri şoklarını da ayrıştırmıştır. Bu şoklar, mali değişkenlerin tepkileri ilk dört çeyrek için sıfır ve sonraki dört çeyrek için pozitif olacak şekilde kısıtlanarak ve diğer şoklarla dikeyleştirilerek ayrıştırılmıştır. Dolayısıyla işaret kısıtı yaklaşımının bu aşamasında beklenen maliye politikasının etkileri ele alınmaktadır.
- 4. Aşama:** Bu aşamada pür maliye politikası şoklarının (kamu harcamaları ve kamu gelirleri şokları) doğrusal kombinasyonları kullanılarak alternatif maliye politikası senaryolarının etkileri ele alınmaktadır. Mountford ve Uhlig (2009) tarafından incelenen bu politika senaryoları aşağıdaki gibi maddelenebilir:

(i) *Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Harcama Artışı Politikası*

Bu politika senaryosu dört çeyrek boyunca kamu harcamalarının %1 artmasını ve kamu gelirlerinin sabit kalmasını gerektirmektedir.

(ii) *Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Vergi İndirimi Politikası*

Bu politika senaryosu; kamu gelirleri dört çeyrek için %1 oranında azalacak ve kamu harcamaları değişmeyecek şekilde dizayn edilmiştir.

(iii) *Denk Bütçe Harcama Artışı Politikası*

Bu politika senaryosu kamu harcamaları ve kamu gelirlerinin dört çeyrek için aynı anda ve eşit miktarda (%1 oranında)

artmasını ifade eder. Diğer iki senaryoda ilk dört çeyrekte bütçe açığı söz konusu iken, bu stratejide bütçe daima denktir.

Buraya kadar maliye politikası şokları işaret kısıtı yaklaşımı ile ayrıştırılırken izlenecek aşamalar özetlenmiştir. Ancak Mountford ve Uhlig (2009) tarafından geliştirilen bu yaklaşımın analitik temelleri üzerinde durulmamıştır. Bu yaklaşımın analitik temelleri de diğer VAR yaklaşımlarında olduğu gibi, indirgenmiş form VAR modelleri ve yapısal şoklar arasındaki ilişkiye ($u_t = A\varepsilon_t$) dayanmaktadır. Ancak bu yaklaşımda yapısal şoklar vektörünün (ε_t) m boyutlu olduğu ve m'in sistemdeki değişken sayısından daha küçük olabileceği varsayılmaktadır⁷⁵. Bu nedenle işaret kısıtı yaklaşımında sistemdeki değişkenlerin sayısı kadar şokun ayrıştırılmasına gerek yoktur. Nitekim, Mountford ve Uhlig (2009) on değişkenli bir VAR modeli kullanmalarına rağmen, üç temel makro şoku ayırtmışlardır. Yazarlar üç yapısal şoku ayırttıklarından A matrisinin 3 ranklı bir etki matrisini [$a^{(1)}, a^{(2)}, a^{(3)}$] ele almışlardır. Bu etki matrisi daha sonra yazarlar tarafından iki bileşene ayrıştırılmıştır.

$$[a^{(1)}, a^{(2)}, a^{(3)}] = \tilde{A}Q$$

Burada $\tilde{A}$, Σ_u 'nun alt üçgen Cholesky faktörüdür. Ayrıca Q ortanormal dönüşüm matrisidir.

Yinelemeli yaklaşımda şokların ayrıştırılması için kullanılan $\tilde{A}$ matrisi, bu yaklaşımda sonuçları etkilemeyen faydalı hesapsal bir araçtır. İşaret kısıtı yaklaşımında Q matrisi kritik rol oynamaktadır. Çünkü bu matrisin her bir sütununda bir yapısal şokla ilişkili ayrıştırılmış ağırlıklar toplanmaktadır. Mountford ve Uhlig (2009), Q matrisinin bireysel elemanlarını hesaplamak için penaltı fonksiyonu yaklaşımını kullanmışlardır. Penaltı fonksiyonu yaklaşımı, işaret kısıtlarını ihlal eden etki tepkileri cezalandıran bir kriter fonksiyonunun minimizasyonunu içerir (Caldara, 2011:25). Dolayısıyla

⁷⁵ Yinelemeli yaklaşım ve SVAR yaklaşımında yapısal şoklar vektörünün boyutu sistemdeki değişkenlerin sayısına eşit olmak zorundadır. Dolayısıyla bu yaklaşımlarda sistemde bulunan değişkenler kadar yapısal şok vardır.

Mountford ve Uhlig (2009) tarafından geliştirilen bu yaklaşımda, her bir yapısal şok bir kriter fonksiyonu minimize edilerek ayrıştırılmaktadır⁷⁶.

2. Maliye Politikasının Etkilerinin VAR Yaklaşımları Kullanılarak İncelendiği Ampirik Çalışmalar

Maliye politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini VAR yaklaşımları kullanarak inceleyen ampirik çalışmalar Tablo 8’de özetlenmektedir. Bu tablo VAR yaklaşımlarının kullanıldığı uluslararası literatüre ilişkin bazı ortak noktaları açık bir şekilde ortaya koymaktadır. Bu ortak noktalardan ilki, çalışmalarda kullanılan verilerin sıklığı ile ilgilidir. Çalışmaların büyük bir bölümünde çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır⁷⁷. Bu çalışmalara ilişkin diğer bir ortak nokta ise, çalışmaların yapıldığı ülke grupları ile ilgilidir. VAR yaklaşımlarının kullanıldığı uluslararası literatürün büyük bir kısmı gelişmiş ülkeleri kapsamaktadır. Türkiye’nin de içinde bulunduğu gelişmekte olan ülkeler için yapılan çalışmaların sayısı kısıtlıdır. Bunun farklı nedenleri vardır. Bu nedenleri Perotti (2007:6-7) aşağıdaki gibi özetlemektedir:

- (i) *Bu ülkelerde geniş bir dönem için çeyrek dönemlik verilerin elde edilmesi oldukça zordur. Bu zorluk temel olarak söz konusu ülkelerde bütçe sisteminin yapısının sık sık değişmesinden kaynaklanmaktadır.*
- (ii) *Gelişmekte olan ülkeler genellikle istikrarlı olmayan ekonomilere sahip olduklarından, bu ülkelerde bir çok finansal kriz ve yapısal değişim yaşanmıştır. Bu nedenle, bu ülkeler için tahmin edilen modellerden dirençli bulgulara ulaşılması güçtür.*
- (iii) *Bu ekonomiler genellikle daha az şeffaf mali sisteme sahiptir.*

Maliye politikası şoklarının ayrıştırılması için geliştirilen VAR yaklaşımlarının tamamı ilk olarak ABD serisi üzerine uygulanmıştır. Bu çalışmaların bazılarında (Ramey ve Shapiro 1998; Fatas ve Mihov 2001) kamu harcamalarının etkileri incelenirken, diğer çalışmalarda (Blanchard ve Perotti 2002; Mountford ve Uhlig 2009)

⁷⁶ Kriter fonksiyonları için detaylı bilgiye Uhlig (2005) ve Mountford ve Uhlig (2009)’dan ulaşılabilir.

⁷⁷ VAR yaklaşımlarının çoğunda maliye politikası şoklarının ayrıştırılması için çeyrek dönemlik verilerin kullanılması kilit rol oynamaktadır. Bu nedenden dolayı uluslararası literatüre ilişkin çalışmaların büyük bir kısmında çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır.

hem kamu harcamaları hem de vergilerin etkileri analiz edilmektedir. Bütün çalışmalar, ABD ekonomisinde pozitif bir kamu harcaması şokunun çıktıyı genişleteceği konusunda hemfikirdir. Bununla birlikte tüketim ve yatırımın pozitif kamu harcamaları şokuna tepkisi konusunda VAR yaklaşımları ortak bir kanı ortaya koyamamaktadır. Ramey ve Shapiro (1998), pozitif kamu harcamaları şokundan sonra tüketimin azalacağını vurgularken, Mountford ve Uhlig (2009) tüketimde anlamlı bir değişimin ortaya çıkmayacağını ileri sürmektedir. Bununla birlikte Fatas ve Mihov (2001) ve Blanchard ve Perotti (2002), pozitif kamu harcamaları şokuna tüketimin tepkisinin pozitif olacağını belirtmektedirler. Kamu harcamalarındaki bir atışın yatırım üzerindeki etkisi konusunda da farklı bulgular vardır. Blanchard ve Perotti (2002), Mountford ve Uhlig (2009) yatırımlarda dışlama etkisinin ortaya çıkacağını vurgularken, Ramey ve Shapiro (1998) ve Fatas ve Mihov (2001), yatırımların artacağı bulgusuna ulaşmışlardır. Vergilerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri konusunda çalışmalar arasında genel bir fikir birliği vardır. Blanchard ve Perotti (2002) ve Mountford ve Uhlig (2009) pozitif kamu gelirleri şokunun çıktıyı, tüketimi ve yatırımı azaltacağı bulgusuna ulaşmıştır.

Kuttner ve Posen (2002) çalışmalarında, Japonya için maliye politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini üç değişkenli bir VAR modeli kullanarak ve SVAR yaklaşımından yararlanarak incelemişlerdir. Yazarlar, vergi indirimi yada harcama artışı yoluyla uygulanan genişletici maliye politikasının ekonomik aktivite üzerinde canlandırıcı etkilerinin olacağı sonucuna ulaşmışlardır.

De Castro (2003) çalışmasında, pozitif kamu harcamaları şokunun İspanya ekonomisi üzerindeki etkilerini analiz etmek için beş değişkenli bir VAR modeli tahmin etmiştir. Cholesky sıralamasından yararlanılarak maliye politikası şoklarının ayrıştırıldığı bu çalışmada, kamu harcamalarındaki bir artışın kısa dönemde çıktıyı arttırdığı ancak orta dönemde çıktının, tüketimin ve yatırımın azaldığı sonucuna ulaşılmıştır. De Castro (2003), orta dönemdeki bu daraltıcı etkilerin yüksek reel faizin bir sonucu olduğunu ileri sürmektedir.

Burnside vd. (2004), Ramey ve Shapiro olaylarının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerini VAR modellemesi çerçevesinde ele almışlardır. Kukla değişken yaklaşımıyla maliye politikası şoklarının ayrıştırıldığı bu çalışmada, pozitif kamu harcamaları

şokunun çıktığı, istihdamı ve yatırımları arttıracığı, vergi sonrası reel ücretlerde ise azalmaya neden olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Bu çalışmada ulaşılan diğer bir önemli bulgu ise, pozitif kamu harcamaları şokunun kamu harcamaları ve vergi gelirlerinde kalıcı bir artışa yol açmasıdır.

Perotti (2004), SVAR yaklaşımını kullanarak Avusturya, Kanada, ABD, İngiltere ve Almanya’da maliye politikası şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini; 1980 öncesi ve sonrası olmak üzere iki alt dönemde incelemiştir. Bu çalışmada ulaşılan bulgular şu şekildedir: 1980 öncesi dönemde pozitif kamu harcamaları şoku Avusturya hariç bütün ülkelerde çıktıyı arttırmaktadır. 1980 sonrası dönemde ise, sadece iki ülkede çıktının tepkisi pozitiftir. Her iki dönem için pozitif kamu harcamaları şokunun çıktı üzerindeki etkisinin büyüklüğü karşılaştırıldığında, 1980 sonrası dönemdeki etkinin daha küçük olduğu ortaya çıkmaktadır. Diğer yandan vergi şokunun etkileri de ele alınan döneme ve ülkeye göre farklılaşmaktadır. 1980 öncesi dönemde negatif bir vergi şoku sadece ABD ve İngiltere’de çıktıyı arttırmaktadır. 1980 sonrası dönemde ise yalnızca İngiltere’de çıktıda bir artış söz konusudur. Bu şokun çıktı üzerindeki etkisi özellikle ABD ve Kanada’da 1980 öncesi ve sonrasında önemli ölçüde ayrılmaktadır. Öte yandan bütün ülkeler için tüketim ve yatırımın maliye politikası şoklarına tepkileri çıktının tepkisiyle benzerdir. Çalışmada faiz oranı ve enflasyon üzerindeki etkiler de ele alınmıştır. Gerek kamu harcamalarındaki artışlar gerekse de vergi indirimleri her iki dönemde ve bütün ülkelerde faiz oranını arttırmaktadır. Son olarak kamu harcamalarındaki artış 1980 öncesinde sadece İngiltere ve Almanya’da enflasyonu arttırırken, 1980 sonrasında Almanya’da enflasyonda artış söz konusudur.

Badinger (2006) çalışmasında, üç değişkenli bir VAR modeli tahmin ederek kamu harcamaları ve vergilerin Avusturya Ekonomisi üzerindeki etkisini incelemiştir. SVAR yaklaşımının benimsendiği bu çalışmada şu sonuçlara ulaşılmıştır: Pozitif kamu harcamaları şoku çıktıyı ve tüketimi anlamlı bir şekilde arttırırken, özel yatırımlarda dışlama etkisi ortaya çıkmaktadır. Pozitif vergi şokunun çıktı ve bileşenleri üzerindeki etkisi negatiftir ve bu etki zamanla genişlemektedir.

Tablo 8. Maliye Politikası Şoklarının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri: Ampirik Literatur Özeti

Çalışma	Ülke	Verinin Sıklığı ve Dönem	Ayrıştırma Yöntemi	Maliye Politikası Aracı	Y	C	I	i	Rw	L	P	Çalışmanın Ana Vurgusu
Ramey ve Shapiro (1998)	ABD	Çeyreklik 1947-1996	Kukla Değişken	Harcamalar	+	-	+	-	-	+		Pozitif savunma harcamaları şoku çıktıyı arttırır. Bu şokun tüketimin bileşenleri ve yatırımın bileşenleri üzerindeki etkisi farklıdır.
Fatas ve Mihov (2001)	ABD	Çeyreklik 1960-1996	Yinelemeli	Harcamalar	+	+	+	+	+	+		Kamu harcamalarındaki artış tüketimi ve reel ücretleri arttırır. Maliye politikasının etkilerinin analizinde RBC model yeterli değildir.
Blanchard ve Perotti (2002)	ABD	Çeyreklik 1960-1997	SVAR	Harcamalar	+	+	-					Kamu harcamaları arttığında çıktı artar, vergiler arttığında ise çıktı azalır. Hem pozitif kamu harcamaları şoku hem de pozitif vergi şoku yatırımda dışlamaya yol açar.
				Gelirler*	-	-	-					
Kuttner ve Posen (2002)	Japonya	Yıllık 1976-1999	SVAR	Harcamalar	+							Hem vergi indirimi hem de harcama artışı genişletici etkilere sahiptir.
				Gelirler**	+							
De Castro (2003)	İspanya	Çeyreklik 1980:2001	Yinelemeli	Harcamalar	+	+	+	+			+	Kamu harcamalarındaki artış sadece kısa dönemde genişletici etkilere sahiptir.
Burnside vd (2004)	ABD	Çeyreklik 1947-1995	Kukla Değişken	Harcamalar	+	=	+		-	+		Pozitif kamu harcamaları şoku çıktıyı, tüketimi, yatırımı anlamlı bir şekilde arttırırken, reel ücretleri azaltmaktadır.
Perotti (2004)	Avusturya	Çeyreklik 1980-2001	SVAR	Harcamalar	+	+		+			+	Vergi indirimlerinin harcama artışından daha etkin olduğunu ortaya koyan herhangi bir delil yoktur. Gerek harcama artışları gerekse de vergi indirimlerinin çıktı ve onun bileşenleri üzerindeki etkileri 1980 sonrasında azalmaktadır. Bu azalış özellikle yatırımlar üzerinde gözlenmektedir.
				Gelirler**	-	-		-				
	Avusturya	Çeyreklik 1960-1979	SVAR	Harcamalar	-	+		+			-	
				Gelirler**	-	-		-				
	Kanada	Çeyreklik 1980-2001	SVAR	Harcamalar	-	-		+			-	
				Gelirler**	+	+		-				
	Kanada	Çeyreklik 1960-1979	SVAR	Harcamalar	+	+		+			-	
				Gelirler**	-	+		+				
	Almanya	Çeyreklik 1975-1989	SVAR	Harcamalar	+	-		+			+	
				Gelirler**	+	-		+				

	Almanya	Çeyreklik 1960-1974	SVAR	Harcamalar	+	-	+	+	
				Gelirler**	-	+	-		
	İngiltere	Çeyreklik 1980-2001	SVAR	Harcamalar	-	-	+	-	
				Gelirler**	-	-	+		
	İngiltere	Çeyreklik 1960-1979	SVAR	Harcamalar	+	+	+	+	
				Gelirler**	+	+	+		
	ABD	Çeyreklik 1980-2001	SVAR	Harcamalar	+	+	+	-	
				Gelirler**	-	-	-		
	ABD	Çeyreklik 1960-1979	SVAR	Harcamalar	+	+	+	-	
				Gelirler**	+	+	-		
Badinger (2006)	Avusturya	Çeyreklik 1983-2002	SVAR	Harcamalar	+	+	-		Pozitif vergi şoku makroekonomik değişkenler üzerinde daraltıcı etkilere sahipken, pozitif harcama şoku genişletici etkilere sahiptir.
				Gelirler*	-	-	-		
Arin ve Koray 4 (2006)	Kanada	Çeyreklik 1960-1999	Yinelemeli	Gelirler*	+		+	-	Farklı vergi grupları ekonomik aktivite üzerinde farklı etkilere sahiptir.
De Castro (2006)⁵	İspanya	Çeyreklik 1980:2001	Yinelemeli	Harcamalar	+	+	+	+	Maliye politikası kısa dönemde ekonomik aktiviteyi canlandırırsa da, bu politikanın orta ve uzun dönemde önemli maliyetleri vardır.
				Gelirler*	-	+	+	+	
Giordano vd (2007)²	İtalya	Çeyreklik 1982-2004	SVAR	Harcamalar	+	+	+	+	Pozitif kamu harcamaları ve kamu ücretleri şoklarının ekonomi üzerindeki etkileri farklıdır.
				Gelirler*	+	-	-	-	
	ABD		Kukla Değişken	Harcamalar	+	+	+	+	
					+	+	+	+	
	ABD		Yinelemeli	Harcamalar	+	+	=	+	
				Gelirler*	=	=	+	+	
	ABD		SVAR	Harcamalar	+	+	=	+	
				Gelirler*	=	-	+	+	
	ABD		İşaret Kısıtı	Harcamalar	+	+	-	+	
				Gelirler*	-	-	-	+	
Caldara ve Kamps (2008)		Çeyreklik 1955-2006			+	+	+	+	Kamu harcamaları şoklarının etkileri bütün yaklaşımlar iç benzerdir. Ancak vergi şoklarının etkileri benimsenen ayırıştırma yöntemine göre farklılaşmaktadır. Bu bulgular vergi şoklarının etkilerinin daha iyi modellenmesine ihtiyaç olduğunu göstermektedir.

Çalışma	Ülke	Verinin Sıklığı ve Dönem	Ayrıştırma Yöntemi	Maliye Politikası Aracı	Y	C	I	i	Rw	L	P	Çalışmanın Ana Vurgusu
De Castro ve De Cos (2008)	İspanya	Çeyreklik 1980-2004	SVAR	Harcamalar	+	+	+	+			+	Maliye politikasının kısa dönemde genişletici etkileri vardır. Ancak bu politikanın orta dönemde düşük çıktı, yüksek enflasyon ve bütçe açığı gibi maliyetleri vardır.
				Gelirler*	+	+	=	+			-	
Bilbiie vd (2008)	ABD	Çeyreklik 1957-1979	Yinelemeli	Harcamalar	+	+				+		Pozitif kamu harcamaları şokunun aktarım mekanizması 1980 sonrasında önemli ölçüde değişmiştir.
	ABD	Çeyreklik 1983-2004	Yinelemeli	Harcamalar	+	+				+		
Mountford ve Uhlig (2009)	ABD	Çeyreklik 1955-2000	İşaret Kısıtı	Harcamalar	+	=	-	-	+		-	Maliye politikası şoklarının etkileri analiz edilirken konjonktür şokunun kontrol edilmesi kritik öneme sahiptir. Ekonominin canlandırılmasında en etkin politika stratejisi bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimidir.
				Gelirler*	-	-	-	+	-		+	
Eskenen (2009)	Singapur	Çeyreklik 1990-2007	SVAR	Harcamalar	+							Maliye politikası talep yönetimi için kullanılabilir. Ancak bu politikanın etkileri kısa bir dönem için geçerli olacağı göz önünde bulundurulmalıdır.
				Gelirler**	+							
Pappa (2009)	ABD	Yıllık 1969-2001	İşaret Kısıtı	Harcamalar						+	+	Pozitif kamu harcamaları ve yatırımları şokları reel ücretleri ve istihdamı anlamlı bir şekilde artırır.
Miyazaki (2010)	Japonya	Aylık 1980-2003	Kukla Değişken	Harcamalar	-							1990'ların sonunda uygulanan maliye politikası ekonomiyi canlandırmakta başarılı olamamıştır. Bununla birlikte 1990'ların ortalarındaki kalıcı vergi indirimleri ekonomi üzerinde güçlü canlandırıcı etkilere sahiptir.
				Gelirler**	+							
Romer ve Romer (2010)	ABD	Çeyreklik 1945-2007	Kukla Değişken	Gelirler*	-	-	-					Pozitif bir vergi şoku çıktıyı önemli ölçüde azaltmaktadır.
Tenhofen vd (2010)³	Almanya	Çeyreklik 1974-2008	SVAR	Harcamalar	+	+	+	+			+	Doğrudan kamu harcamaları şoku genişletici etkilere sahipken, kamu harcamalarının bileşenlerindeki şokların önemli etkileri yoktur.
				Gelirler*	-	-	+	+			+	
Çebi (2010)	Türkiye	Çeyreklik 1987-2005	SVAR	Harcamalar	+							Pozitif kamu harcamaları şoku çıktıyı artırır, pozitif kamu gelirleri şoku çıktıyı azaltır.
				Gelirler*	-							
Kamal (2010)⁶	İngiltere	Çeyreklik 1971-2009	İşaret Kısıtı	Harcamalar	+	-	+	-	-		+	Ekonomik aktiviteyi canlandırmak için en etkin politika stratejisi bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimidir.
				Gelirler**	+	+	+	-	-		+	

Çalışma	Ülke	Verinin Sıklığı ve Dönem	Ayrıştırma Yöntemi	Maliye Politikası Aracı	Y	C	I	i	Rw	L	P	Çalışmanın Ana Vurgusu
Pappa (2010)⁷	Kanada	Çeyreklik 1970-2008	İşaret Kısıt	Harcamalar	+	+	+				+	Kamu harcamalarının bileşenlerinin tamamı ekonomik aktiviteyi canlandırır. Fakat kamu harcamaları bileşenleri içerisinde en büyük çıktı çarpanına kamu istihdamı sahiptir.
	Japonya	Çeyreklik 1970-2008	İşaret Kısıt	Harcamalar	+	+	-				+	
	İngiltere	Çeyreklik 1970-2008	İşaret Kısıt	Harcamalar	+	+	-				+	
	ABD	Çeyreklik 1970-2008	İşaret Kısıt	Harcamalar	+	+	+				+	
	Euro Bölgesi	Çeyreklik 1991-2008	İşaret Kısıt	Harcamalar	+	+	-				+	
Ramey (2011)	ABD	Çeyreklik 1939-2008	Kukla Değişken	Harcamalar	+	-	-	+	-	+		Kukla değişken ve SVAR yaklaşımının farklı bulguları elde etmesinin ana nedeni şokların zamanlamasıdır.
Merten ve Ravn (2011)¹	ABD	Çeyreklik 1947-2006	Kukla Değişken	Gelirler**	+	+	+					Beklenen ve beklenmeyen vergi indirimlerinin etkileri farklıdır.
Afonsa ve Sousa (2011)	ABD	Çeyreklik 1970-2007	Yinelemeli (Borç Dinamikler iyle genişletilm iş)	Harcamalar	+	+	+				-	Borç dinamiği dikkate alındığında, maliye politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri azalmaktadır.
				Gelirler*	-	-	+				+	
	Almanya	Çeyreklik 1979-2006		Harcamalar	-	-	-				-	
				Gelirler*	+	+	+				+	
	İngiltere	Çeyreklik 1971-2007		Harcamalar	+	+	-				+	
				Gelirler*	+	-	+				-	
	İtalya	Çeyreklik 1986-2004		Harcamalar	+	+	+				-	
				Gelirler*	-	-	+				+	

Tabloda “+” işareti maliye politikası şokunun ilgili değişken üzerindeki etkisinin pozitif olduğunu, “-” işareti negatif olduğunu ve “=” işareti maliye politikası şokunun ilgili değişken üzerinde etkisinin olmadığını göstermektedir.

¹ Bu çalışmaya ilişkin işaretler beklenmeyen vergi indiriminin etkilerini yansıtmaktadır.

² Bu çalışmada harcamalara ilişkin işaretler ücret dışı kamu harcamaları şokunun etkilerini yansıtmaktadır. Vergilere ilişkin işaretler ise toplam vergi gelirleri şokunun etkilerini göstermektedir.

³ Bu çalışmada harcamalara ilişkin işaretler toplam kamu harcamaları şokunun etkilerinin yansıtırken, vergilere ilişkin işaretler toplam vergi gelirleri şokunun etkilerini yansıtmaktadır.

⁴ Bu çalışmaya ilişkin işaretler toplam vergilerdeki pozitif bir şokun etkilerini yansıtmaktadır.

⁵ Bu çalışmadaki işaretler kamu harcamaları ve vergi gelirlerinin bileşenlerindeki şokların etkilerini yansıtmamaktadır. Bu işaretler toplam kamu harcamaları ve vergi gelirleri şoklarının etkilerini simgelemektedir.

⁶ Bu çalışmada harcamalar bütçe açığı ile finanse edilen harcama artışını, gelirler ise bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimini temsil etmektedir.

⁷ Bu çalışmadaki işaretler kamu tüketimi şokunun etkilerini ifade etmektedir.

* Kamu gelirlerindeki pozitif bir şokun etkilerini yansıtmaktadır. Başka bir ifadeyle, vergilerdeki bir artışın etkileri ele alınmaktadır.

** Kamu gelirlerindeki negatif bir şokun etkilerini yansıtmaktadır.

Arin ve Koray (2006) çalışmalarında, dört farklı türdeki verginin Kanada ekonomisi üzerindeki etkilerini beş değişkenli bir VAR modeli tahmin ederek ve maliye politikası şoklarını Cholesky sıralamasından yararlanarak ayrıştırarak analiz etmişlerdir. Çalışmada başlangıçta toplam vergi şoklarının etkileri analiz edildikten sonra, vergiler dört gruba (Gelir vergisi, kurumlar vergisi, sosyal sigortalar vergisi, dolaylı vergi) ayrılarak her bir vergi türünün etkileri incelenmiştir. Ulaşılan bulgular şöyledir: pozitif toplam vergi şoku çıktıyı kısa dönemde genişletse de, orta dönemde çıktı azalır. Bununla birlikte farklı vergi gruplarının ekonomik aktivite üzerindeki etkileri farklıdır: pozitif gelir vergisi, dolaylı vergi ve sosyal güvenlik vergisi şokları çıktıyı geçici bir şekilde azaltırken, pozitif kurumlar vergisi şokuna çıktının tepkisi pozitifdir.

De Castro 2006 yılında yayımladığı bir diğer çalışmada, İspanya’da kamu harcamaları ve vergilerin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini incelemek için yinelemeli yaklaşımı kullanmıştır. Bu çalışmada yazarın bir önceki çalışmasında olduğu gibi, beş değişkenli bir VAR modeli tahmin edilmiş ve maliye politikası şokları Cholesky sıralaması kullanılarak ayrıştırılmıştır. Bu çalışma diğer çalışmaya göre daha kapsamlıdır. Bu çalışmada öncelikle pozitif kamu harcamaları ve pozitif vergi şokunun etkileri ele alınırken, daha sonra kamu harcamaları ve vergilerin bileşenlerindeki şokların etkileri de incelenmektedir. Çalışmada ulaşılan bulgular şu şekilde özetlenebilir: Pozitif kamu harcamaları şoku kısa dönemde ekonomik aktiviteyi canlandırır. Ancak bu politikanın orta dönemde önemli maliyetleri vardır. Buna karşın pozitif vergi şoku etki anında çıktıyı azaltır. Bu şokun tüketim ve yatırım üzerindeki etkisi pozitifdir. Kamu harcamalarının bileşenleri açısından, ekonominin canlanmasına en fazla katkı sağlayan bileşen kamu yatırımlarıdır. Vergilerin bileşenleri bakımından, dolaylı vergilerin daraltıcı etkileri daha büyüktür.

Giardino vd. (2007) çalışmalarında, İtalya için maliye politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini SVAR yaklaşımından yararlanarak incelemişlerdir. Bu çalışmada yedi değişkenli bir VAR modeli ele alınmış ve kamu harcamaları, kamu ücret harcamaları ve vergi şoklarının etkileri analiz edilmiştir. Çalışmada ulaşılan bulgular şu şekildedir: Pozitif kamu harcamaları şoku çıktıyı, tüketimi, yatırımı ve faizi anlamlı bir şekilde artırır, enflasyonu azaltır. Buna karşın kamu ücret şokunun çıktı ve bileşenleri üzerinde önemli bir etkisi yoktur. Dolayısıyla kamu harcamaları ekonomik aktivite

üzerinde nispeten daha büyük bir etkiye sahiptir. Diğer yandan pozitif vergi şoku ekonomik aktivitenin daralmasına neden olmaktadır.

VAR yaklaşımlarının bulgularının karşılaştırılması; bu yaklaşımlar arasındaki farklılıklarla ilgili sağlıklı bir bilgi sağlamamaktadır. Çünkü bu çalışmalarda indirgenmiş form VAR modelleri farklı biçimlerde belirlenmiştir⁷⁸. Caldara ve Kamps (2008), VAR yaklaşımlarının anlamlı bir karşılaştırmasını ortaya koymak için indirgenmiş form VAR modelinin belirlenmesindeki farklılıkları ortadan kaldırmış ve bütün yaklaşımları ABD serisi üzerine uygulayarak aralarındaki farklılıkları ortaya koymuştur. Bu çalışmada, pozitif kamu harcamaları şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileriyle ilgili olarak bütün yaklaşımların yaklaşık olarak benzer bulgulara ulaştığı vurgulanmaktadır. Bu nedenle kamu harcamalarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri seçilen yaklaşıma bağlı değildir. Buna karşın vergi şokunun etkileri benimsenen ayrıştırma yaklaşımına önemli ölçüde bağlıdır. İşaret kısıtı yaklaşımı beklenmedik vergi artışının oldukça güçlü daraltıcı etkilere sahip olduğunu bulmaktadır. Buna karşın yinelemeli yaklaşım ve SVAR yaklaşımı pozitif vergi şokunun reel ekonomik aktivite üzerinde çok büyük etkilerinin olmadığını savunmaktadır. Caldara ve Kamps'a göre, işaret kısıtı ve SVAR yaklaşımları arasındaki temel farklılık vergilerin bozucu olup olmaması ile ilgilidir. Yazarlar SVAR yaklaşımında vergilerin bozucu olmadığı buna karşın işaret kısıtı yaklaşımında vergilerin oldukça bozucu olduğunu ileri sürmektedir. Vergi şokunun etkileri ile ilgili bu belirsizliğe dikkat çeken yazarlar, bu belirsizliğin politika senaryolarına da yansıdığını vurgulayarak, gerek teorik gerekse de ampirik modellerde vergi şokunun etkilerinin daha iyi modellenmesine ihtiyaç olduğunu iddia etmektedirler.

⁷⁸VAR modellerinin belirlenmesindeki farklılık örneklem dönemi, deterministik terimler ve gecikme uzunluğundan kaynaklanmaktadır. Fatas ve Mihov (2001) ve Blanchard ve Perotti (2002) yaklaşık olarak aynı örneklem dönemini ele almasına rağmen, Mountford ve Uhlig (2009)'un ele aldığı örneklem dönemi farklıdır. Bu çalışmalardaki içsel değişkenler setinin büyüklüğü de farklıdır. Fatas ve Mihov (2001) beş değişkenli bir VAR modelini ele alırken, Blanchard ve Perotti (2002) üç değişkenli bir VAR modelini tahmin etmiştir. Bununla birlikte Mountford ve Uhlig (2009) on değişkenli bir VAR modelini kullanmıştır. Kullanılan VAR modellerinin gecikme uzunlukları ve deterministik terimleri de farklıdır. Fatas ve Mihov (2001) ve Blanchard ve Perotti (2002) gecikme uzunluğunu dört olarak belirlerken, Mountford ve Uhlig (2009)'da gecikme uzunluğu altıdır. Blanchard ve Perotti (2002) tarafından tahmin edilen VAR modelinde sabit terim, deterministik trend ve stokastik trend yer almaktadır. Fatas ve Mihov (2001) ve Mountford ve Uhlig (2009)'in çalışmalarında sabit terim ve deterministik trend yer almamaktadır.

De Castro ve De Cos (2008), beş değişkenli bir VAR modeli tahmin edip maliye politikası şoklarını SVAR yaklaşımıyla ayrıştırarak, kamu harcamaları ve vergilerin İspanya Ekonomisi üzerindeki etkilerini incelemiştir. Bu çalışmada pozitif kamu harcamaları şokunun kısa dönemde ekonomik aktiviteyi canlandıracağı ancak orta dönemde bu şokun daraltıcı etkilerinin ortaya çıkacağı bulgusuna ulaşılmıştır. Yazarlara göre, ekonomik aktivitede ortaya çıkan bu daralma yüksek reel faiz ve yüksek enflasyonun bir sonucudur. Çalışmada ulaşılan bir diğer önemli bulgu vergilerle ilgilidir. Pozitif vergi şoku kısa dönemde çıktıyı arttırsa da, orta dönemde çıktının azalmasına neden olur. Ayrıca bu şokun faiz oranı üzerindeki etkisi de pozitiftir. Faiz üzerindeki bu etki vergi şokunun çıktı üzerindeki negatif etkisini arttırmaktadır. Sonuç olarak, maliye politikası kısa dönemde İspanya ekonomisini canlandırırsa da, orta dönemde bu politikanın ciddi maliyetleri ortaya çıkmaktadır.

Bilbiie vd. (2008) çalışmalarında, beş değişkenli bir VAR modeli tahmin ederek pozitif kamu harcamaları şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini iki alt dönem (1980 öncesi ve sonrası) için analiz etmişlerdir. Bu çalışmada pozitif kamu harcamaları şokunun ABD ekonomisine aktarımının 1980 sonrasında dikkate değer bir biçimde farklılaştığı sonucuna ulaşılmıştır. 1980 öncesinde kamu harcamalarındaki bir artış çıktı, özel tüketim ve reel ücretlerde önemli bir artışa yol açarken, 1980 sonrasında bu değişkenler üzerindeki etki daha az anlamlı ve daha az kalıcıdır.

Eskesen (2009), Singapur'da maliye politikasının reel iç talep üzerindeki etkisini analiz etmek için üç değişkenli bir VAR modeli tahmin etmiştir. SVAR yaklaşımından yararlanılarak maliye politikası şoklarının ayrıştırıldığı bu çalışmada; kamu harcamalarındaki artışların ve vergi indirimlerinin kısa dönemde reel iç talebi canlandığı sonucuna ulaşılmıştır. Buna göre, Singapur'da maliye politikası talep yönetimi için kullanılabilir ancak bu politikanın etkileri kısa dönemlidir.

Pappa (2009), ABD ekonomisinde pozitif kamu harcamaları şokunun istihdam ve reel ücretler üzerindeki etkisini işaret kısıtı yaklaşımı kullanarak analiz etmiştir. ABD ekonomisi için toplulaştırılmış ve kırk sekiz eyalete ait verilerin kullanıldığı bu çalışmada, kamu harcamalarının bileşenlerindeki şoklara çıktının ve bütçe açığının tepkisi pozitif olarak kısıtlanarak şoklar ayrıştırılmıştır. Çalışmada kamu tüketimi ve

yatırımı şoklarının istihdam ve reel ücretleri arttıracak buna karşın kamu istihdamı şokunun her iki değişken üzerindeki etkilerinin belirsiz olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Kukla değişken yaklaşımını ABD ekonomisi dışında uygulandığı tek çalışma Japonya için Miyazaki (2010) tarafından yapılmıştır. Japonya’da 1990’lı yıllardaki maliye politikası uygulamalarının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerinin ele alındığı bu çalışmada; üç tanesi 1990’ların ilk yarısı, üç tanesi de 1990’ların ikinci yarısını kapsamak üzere toplam altı tane kukla değişken oluşturulmuştur⁷⁹. Bu çalışmada ulaşılan bulgular şu şekildedir: 1990’lı yılların sonundaki mali canlandırma paketleri ekonominin canlanmasını sağlamakta başarılı olamamıştır. Buna karşın 1990’ların ilk yarısındaki vergi indirimleri ekonomik aktivitede canlanmaya yol açmıştır.

Vergilerin ABD ekonomisi üzerindeki etkilerini ele almak için kukla değişken yaklaşımını kullanan ilk çalışma Romer ve Romer (2010) tarafından yapılmıştır. Bu çalışmada farklı nedenlerden dolayı vergilerde ortaya çıkan değişmelerin ekonomik aktivite üzerindeki etkileri detaylı bir şekilde ele alınmaktadır. Yazarlar bu çalışmalarıyla, ABD ekonomisinde dışsal pozitif bir vergi şokunun büyük boyutlarda daraltıcı etkilerinin olduğunu göstermişlerdir.

Tenhofen vd. (2010) çalışmalarında, SVAR yaklaşımını kullanarak maliye politikası şoklarının Almanya ekonomisi üzerindeki etkilerini detaylı bir şekilde analiz etmişlerdir. Temel olarak beş değişkenli bir VAR modelinin ele alındığı bu çalışmada, yazarlar kamu harcamaları ve vergilerin farklı bileşenlerinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini incelemişlerdir. Bu çalışmada elde edilen bulgular şu şekilde özetlenebilir: Pozitif kamu gelirleri şoku çıktıyı azaltırken, pozitif kamu harcamaları şoku çıktıyı arttırmaktadır. Kamu harcamalarındaki bir artışın tüketim ve yatırım üzerindeki etkisi pozitif iken, pozitif kamu gelirleri şoku tüketimin azalmasına ve yatırımın artmasına neden olur. Her iki şok faiz oranı ve fiyatları artırır. Kamu harcamalarının bileşenlerinin ekonomik aktivite üzerindeki etkileri farklıdır. Kamu yatırımları ekonomik aktivite üzerinde güçlü etkilere sahipken, personel giderleri ve

⁷⁹ 1990’lı yılların başları için oluşturulan kukla değişkenlerden ilki ağırlıklı olarak kamu harcamalarındaki artışı içeren mali canlandırmayı, ikincisi kalıcı vergi indirimini ve üçüncüsü de geçici vergi indirimini temsil etmektedir. 1990’lı yılların ikinci yarısı için oluşturulan kukla değişkenlerde benzer şekildedir. Bu kukla değişkenlerden ilki kamu harcamalarına dayanan mali canlandırmayı, ikincisi kalıcı vergi indirimi ve üçüncüsü de geçici vergi indirimini göstermektedir

kamu tüketiminin çok büyük etkileri yoktur. Diğer yandan kamu gelirlerinin bileşenleri ele alındığında, doğrudan vergi şokları dolaylı vergi şoklarından daha güçlü etkilere sahiptir.

Çebi (2010) çalışmasında, maliye politikası şoklarının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkilerini SVAR yaklaşımından yararlanarak analiz etmiştir⁸⁰. Üç değişkenli VAR modelinin tahmin edildiği bu çalışmada, pozitif harcama şokunun çıktıyı arttırdığı ve pozitif vergi şokunun ise çıktıyı azalttığı sonucuna ulaşılmıştır.

Kamal (2010), maliye politikası şoklarının İngiltere ekonomisi üzerindeki etkilerini işaret kısıtı yaklaşımını kullanarak analiz etmiştir. On iki değişkenli VAR modelinin tahmin edildiği bu çalışmada, Mountford ve Uhlig (2009)'un geliştirdiği model, ekonomi dışı açılarak genişletilmiş ve üç farklı maliye politikası senaryosunun etkileri analiz edilmiştir. Bu çalışmada ulaşılan bulgular şöyledir: İngiltere için en etkin maliye politikası senaryosu bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimidir. Politika senaryolarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi iki alt dönemde farklıdır.

Pappa (2010), işaret kısıtı yaklaşımını kullanarak Kanada, Japonya, İngiltere, ABD ve Euro bölgesinde kamu harcamalarının farklı bileşenlerinin makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerini analiz etmiştir. Bu çalışmada kamu harcamaları üç farklı bileşene ayrılmaktadır: Kamu yatırımları, kamu tüketimi ve kamu istihdamı. Elde edilen bulgular şu şekilde özetlenebilir: Pozitif kamu tüketimi şoku bütün ülkelerde çıktıyı, özel tüketimi, istihdamı ve reel ücretleri anlamlı bir şekilde arttırmaktadır. Bu şokun özel yatırımlar üzerindeki etkisi ülkeler arasında farklılık göstermektedir. Euro bölgesi, Japonya ve İngiltere’de özel yatırımlarda dışlama etkisi ortaya çıkarken, Kanada ve ABD’de özel yatırımlar artmaktadır. Her iki ülkede bu nedenden dolayı çıktının tepkisi daha büyüktür. Kamu yatırımı şokunun çıktı ve tüketim üzerindeki etkisi

⁸⁰ Maliye politikasının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini inceleyen çalışmaların sayısı oldukça azdır. Bu çalışma dışında Berument (2003), Berument ve Doğan (2004) ve Erkam (2010)’da maliye politikasının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkilerini incelemiştir. Berument (2003), altı değişkenli bir VAR modeli ve Cholesky sıralamasını kullanarak genişletici maliye politikasının etkilerini analiz etmiştir. Bu çalışmada yazar, bütçe verilerinin mali durumu net bir şekilde yansıtmadığını belirterek, mali durum için kendisi bir seri oluşturmuştur. Türkiye ekonomisinin 1986-2000 döneminin ele alındığı bu çalışmada, genişletici maliye politikasının çıktıyı ve enflasyonu arttırdığı sonucuna ulaşılmıştır. Diğer iki çalışmada maliye politikasının asimetric etkileri üzerine odaklanılmaktadır. Berument ve Doğan (2004), kamu harcamaları şoklarının Türkiye ekonomisi üzerindeki asimetric etkilerini incelemiştir. Bu çalışmada iki aşamalı ve üç aşamalı OLS kullanılmıştır. Erkam (2010), Türkiye’de maliye politikasının etkinliği ve asimetric etkilerini çok değişkenli bir GARCH modeli kullanarak analiz etmiştir.

bütün ülkelerde aynı iken, söz konusu şokun diğer makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi ülkeler arasında farklılaşmaktadır. Kamu yatırımı şoku, bütün ülkelerde çıktı ve tüketimi anlamlı bir şekilde arttırmaktadır. Bu şok Euro bölgesi, Japonya ve Kanada’da özel yatırımları arttırırken, diğer ülkelerde önemli bir etki söz konusu değildir. Son olarak kamu yatırımı şoku ABD hariç diğer ülkelerde istihdamı ve reel ücretleri anlamlı bir şekilde arttırır. Kamu istihdamı şoku bütün ülkelerde çıktıyı, özel yatırımı, istihdamı ve reel ücretleri anlamlı bir şekilde arttırır. Diğer iki şokun etkilerinde olduğu gibi, kamu istihdamı şokunun da özel yatırım üzerindeki etkisi ülkeler arasında ayrılmaktadır. Bu şokun özel yatırımlar üzerindeki etkisi Kanada, Euro bölgesi ve İngiltere’de pozitif ve anlamlı iken, ABD’de pozitif fakat anlamsız, Japonya’da ise negatiftir. Çalışmada her üç şokun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri incelendikten sonra, örneklem dönemi ikiye ayrılarak kamu harcamalarındaki şokların aktarımında bir değişim olup olmadığı incelenmiştir. Buna göre, kamu yatırımı şokunun çıktı ve çıktının bileşenleri üzerindeki etkisi 1980 sonrasında azalmaktadır. Bununla birlikte 1980 sonrasında maliye politikası şoklarının emek piyasasına aktarım mekanizmasının da önemli ölçüde değiştiği sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak çalışmada ulaşılan en önemli bulgu; ele alınan bütün ülkelerde çıktının canlandırılması için en etkin aracın kamu istihdamı olduğu yönündedir.

Ramey (2011), SVAR yaklaşımı ve kukla değişken yaklaşımı arasındaki temel farklılığı ortaya koymaya çalıştığı çalışmada; Ramey ve Shapiro olaylarına ilaveten 9/11 terörist ataklarının etkilerini de ele almıştır⁸¹. Bu çalışmada Ramey (2011), SVAR yaklaşımının savunma harcamalarındaki şokların tarihlerini doğru bir şekilde yakalayamadığını göstermiştir. Buna göre SVAR yaklaşımı askeri harcamalardaki şokları gecikmeli olarak yakalamaktadır. Bununla birlikte, kukla değişken yaklaşımında askeri harcamalardaki şoklar için seçilen tarihler daha tutarlıdır. Her iki yaklaşımının tüketim ve reel ücrete ilişkin farklı bulgulara ulaşmasının ana nedeni; SVAR yaklaşımının şokları gecikmeli olarak yakalamasıdır.

⁸¹ Bu çalışmada oluşturulan kukla değişken Ramey ve Shapiro (1998)’den farklı olarak dört defa bir değeri almaktadır. Bu bir değerlerini aldığı dönemler şu şekildedir: 1950:3, 1965:1, 1980:1 ve 2001:3. Bu tarihlerde ilk üçü Ramey ve Shapiro olaylarını yansıtırken, sonuncusu 9/11 olaylarının başlangıcını yansıtmaktadır.

Merten ve Ravn (2011), beklenen ve beklenmeyen negatif vergi şoklarının ABD ekonomisi üzerindeki etkilerini ele almak için Romer ve Romer (2010)'a yakın bir yaklaşımı benimsemiştir. Bu çalışmada beklenmedik bir vergi indiriminin ekonomik aktiviteyi canlandıracağı, beklenen vergi indiriminin ise duyuru etkisine bağlı olarak başlangıçta daraltıcı etkilerinin olacağı sonucuna ulaşılmıştır.

Afonsa ve Sousa (2011) çalışmalarında, VAR modeline hükümetin borç dinamiğinden kaynaklanan geri beslenmeyi dahil edip maliye politikası şoklarını Fatas ve Mihov (2001)'e benzer şekilde ayrıştırarak, maliye politikasının ABD, Almanya, İngiltere ve İtalya ekonomileri üzerindeki etkisini incelemişlerdir⁸². Yazarlar, hem borç dinamiğinin dikkate alındığı durumdaki sonuçları hem de borç dinamiğinin dahil edilmediği durumdaki sonuçları rapor ederek, bir karşılaştırma yapmışlardır. Çalışmada ulaşılan bulgular, maliye politikasının etkileri ampirik olarak analiz edilirken borç dinamiğinin dikkate alınmasının önemli olduğunu ortaya koymaktadır. Çalışmanın diğer bulguları şöyledir: Pozitif kamu harcamaları şoku Almanya dışındaki bütün ülkelerde ekonomik aktiviteyi canlandırmaktadır. Ancak bu etkinin boyutu küçüktür. Öte yandan pozitif kamu gelirleri şokunun özel yatırımlar üzerindeki etkisi bütün ülkelerde pozitifdir. Bu şok İtalya ve ABD'de çıktı ve tüketimin azalmasına yol açarken, diğer ülkelerde çıktı ve tüketimi arttırmaktadır. Maliye politikası şoklarının fiyatlar üzerindeki etkisi ülkeler arasında farklılaşmaktadır.

3. Ampirik Analiz

Çalışmanın bu kısmında maliye politikası şoklarının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri ele alınmaktadır. Bu kısımda öncelikle çalışmada kullanılan veri seti tanılandıktan sonra, maliye politikası şoklarını ayrıştırmak için benimsenen ayrıştırma yaklaşımı ve sistem üzerine konulan kısıtlar açıklanacaktır. Son olarak indirgenmiş form VAR modelinin belirlenmesi ve uygunluk sınamaları yapıldıktan sonra, etki tepki

⁸² Maliye politikasının etkilerinin ele alındığı mikro temelli teorik modeller hükümetin dönemler arası bütçe kısıtı dikkate alınarak çözülmesine rağmen, VAR temelli maliye politikası modellerinde hükümetin bütçe kısıtı dikkate alınmamaktadır. Afonsa ve Sousa'ya göre, borç dinamiğinin göz önünde bulundurulması üç nedenden dolayı önemlidir. Bu nedenlerden ilki, politika yapıcılarının genellikle kamu borç düzeyini dikkatle takip etmeleri ve bu borç düzeyine göre kamu harcamaları ve gelirlerini ayarlama ihtiyacı duymalarıdır. İkincisi, kamu borç dinamiğinin gelecekteki para politikası ve risk primine bağlı olarak faiz oranlarını etkileyebilmesidir. Üçüncüsü ise kamu borç dinamiğinin enflasyon ve çıktı üzerinde etkiye sahip olabilmesidir.

analizinden yararlanılarak maliye politikası şoklarının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri analiz edilecektir.

3.1. Veri

Çalışmada 1988:1-2010:4 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik veriler kullanılmıştır. Veri seti içerisinde yer alan değişkenler şöyledir: Çıktı (Y), Tüketim (C), Yatırım (I), Kamu Harcamaları⁸³ (G), Kamu Gelirleri⁸⁴ (T), Faiz Oranı (IR), Reel Ücret (RW), Üretici Fiyat Endeksi (PPI), GSYH Deflatörü (DEF) ve Para Arzı (M). Bu değişkenler farklı kaynaklardan elde edilmiştir. Çıktı, tüketim, yatırım ve GSYH Deflatörü Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den elde edilmiştir. Kamu harcamaları ve kamu gelirleri Devlet Planlama Teşkilatı (DPT) ve TCMB'nin EVDS'den elde edilmiştir⁸⁵. Ancak bütçeye ilişkin bu veriler aylık olarak yayınlanmaktadır. Gerek kamu harcamaları gerekse de kamu gelirleri her üç ay için kümülatif olarak toplanarak dönüştürülmüştür. Faiz oranı, üretici fiyat endeksi ve para arzı serileri Uluslararası Para Fonu (IMF)'nin Uluslararası Finansal İstatistikler (IFS) veri tabanından elde edilmiştir⁸⁶. Son olarak reel ücret serisi OECD i-Library'den elde edilen nominal ücret endeksine dayanmaktadır. Bu nominal ücret endeksi GSYH deflatörü kullanılarak reel ücret endeksine dönüştürülmüştür⁸⁷. Bunun yanı sıra çıktı, tüketim, yatırım, kamu harcamaları, kamu gelirleri ve para arzı serileri de GSYH

⁸³ Politika yapıcıların faiz ödemelerini kontrol etmesi zor olduğu için kamu harcamaları serisi faiz ödemelerini içermemektedir. Kamu harcamaları cari harcamaları, yatırım harcamalarını ve faiz ödemeleri hariç transferleri kapsamaktadır.

⁸⁴ Kamu gelirleri serisi vergi ve vergi dışı gelirleri içermektedir.

⁸⁵ Bütçeye ilişkin verilerin tanımında 2005 yılı dördüncü çeyreğinden sonra değişiklik yapılmıştır. Bu tarihe kadar konsolide bütçe verileri yayınlanırken, bu tarihten sonra merkezi yönetim bütçesi verileri yayınlanmaktadır. Dolayısıyla bu çalışmada kullanılan kamu harcamaları ve kamu gelirleri 1988:1-2005:4 dönemi için konsolide bütçe harcamaları ve gelirleri iken, 2006:1-2010:4 dönemi için merkezi yönetim bütçesi harcamaları ve gelirleridir. Türkiye'de maliye politikasının etkilerini inceleyen yakın tarihli çalışmalarda (Çebi 2010; Erkam 2010) bu tanım değişikliğinden dolayı incelenen dönem 2005:4' te kesilmiştir. Merkezi yönetim bütçesine geçilmesinin kamu harcamaları üzerinde anlamlı bir etkisinin olup olmadığını incelemek için merkezi yönetim bütçesi harcamaları konsolide bütçe harcamaları ile uyumlu olarak yeniden hesaplanmıştır. Bu doğrultuda merkezi yönetim bütçesi harcamaları genel bütçeli kuruluşlar ve katma bütçeli olan üniversitelerin bütçe büyüklükleri toplanarak yeniden oluşturulmuştur. Bu şekilde elde edilen kamu harcamaları serisi ile merkezi yönetim bütçesi harcamaları arasında anlamlı bir farklılık olmadığı belirlenmiştir. Bu bağlamda merkezi yönetim bütçesiyle birlikte kapsama alınan kuruluşların bütçe büyüklüklerinin ihmal edilebilecek düzeyde olduğu ifade edilebilir. Benzer durum kamu gelirleri içinde geçerlidir. Bütün bu nedenlerden dolayı çalışmada ele alınan dönem 2005:4'de sonlandırılmamıştır.

⁸⁶ Çalışmada kullanılan faiz oranı serisi gecelik para piyasası faiz oranıdır. Ayrıca para arzı için M1 serisi kullanılmıştır.

⁸⁷ Reel ücret endeksi aşağıdaki formül kullanılarak elde edilmiştir.

$$\text{Reel ücret Endeksi} = 100 * \text{Nominal Ücret Endeksi} / \text{GSYH Deflatörü}(1988=100)$$

deflatörü (1988=100) kullanılarak fiyatların etkisinden arındırılmıştır. Çalışmada kullanılan değişkenlerin tamamı mevsimsel etkilerden arındırılmış ve faiz hariç bütün değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Son olarak değişkenlerin düzey değerleri kullanılarak indirgenmiş form VAR modeli tahmin edilmiştir.

Çalışmada kullanılacak olan değişkenlerin seçiminde benimsenen ayrıştırma yaklaşımı etkili olmuştur. Ekonomik teori göz önünde bulundurularak çıktı, tüketim, yatırım ve reel ücretler kilit makroekonomik değişkenler olarak modele dahil edilmiştir. Para arzı, faiz oranı, üretici fiyat endeksi ve GSYH deflatörü para politikası şokunu ayrıştırmak için modelde yer almıştır. Son olarak kamu harcamaları ve kamu gelirleri, maliye politikası şoklarının ayrıştırılması ve bu şokların makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin incelenebilmesi için modele dahil edilmiştir.

3.2. Ayrıştırma yaklaşımı ve ayrıştırma kısıtları

Çalışmada maliye politikası şokları Mountford ve Uhlig (2009) tarafından geliştirilen işaret kısıtı yaklaşımı kullanılarak ayrıştırılacaktır. Bu yaklaşımın benimsenmesinin pek çok nedeni vardır. Bunlardan ilki, Romer (2009:133) tarafından da belirtildiği gibi, maliye politikası şoklarının etkileri tahmin edilirken sıklıkla karşılaşılan dışlanmış değişken sapması problemi ile ilgilidir. İşaret kısıtı yaklaşımında on değişkenli bir VAR modeli ele alındığı için böyle bir sorunun ortaya çıkma ihtimali düşüktür. Ancak daha az sayıda değişkeni içeren VAR modellerini ele alan SVAR yaklaşımı ve yinelemeli yaklaşımda bu problemle karşılaşılma olasılığı daha yüksektir. İkincisi, işaret kısıtı yaklaşımı diğer yaklaşımlarda dikkate alınmayan maliye politikasının duyuru etkisini göz önünde bulundurmaktadır. Bu yaklaşım, beklenen maliye politikasının etkilerinin incelenmesini mümkün kılmaktadır. Üçüncüsü, hem SVAR yaklaşımı hem de yinelemeli yaklaşımda eş anlı sıfır kısıtları sistem üzerine konulmaktadır. Canova ve Pina (2005:91-92), eş anlı sıfır kısıtları kullanılmasının etki tepkilerin işaretlerinin yanlış belirlenmesine yol açtığını göstermişlerdir. İşaret kısıtı yaklaşımında böyle bir sorun söz konusu değildir. Dördüncüsü, SVAR yaklaşımı ve yinelemeli yaklaşımda sadece pür mali şokların (kamu harcamaları ve kamu gelirleri şokları) etkileri incelenirken, işaret kısıtı yaklaşımı farklı maliye politikası senaryolarının etkilerini analiz etme fırsatı sunmaktadır. Sonuncusu ise, işaret kısıtı yaklaşımında maliye politikası şoklarının ayrıştırılması için az sayıda kısıt kullanılmasıdır. Bu yaklaşımda

sadece mali deęişkenlerin tepkileri kısıtlanırken, dięer yaklaşımlarda dięer makroekonomik deęişkenler üzerine de kısıtlar konulmaktadır.

Yukarıda belirtilen nedenlerden dolayı bu çalışmada Mountford ve Uhlig (2009) izlenerek maliye politikasının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri analiz edilmiştir. Bu doğrultuda Türkiye ekonomisini etkileyen üç ana makro şoku (konjonktür şoku, para politikası şoku, maliye politikası şokları) ayırtırmak için teoriyle uyumlu işaret kısıtları konulmuştur. Bu kısıtlar Tablo 9’da özetlenmektedir.

Tablo 9. Etki Tepkiler Üzerindeki İşaret Kısıtları

	<i>T</i>	<i>G</i>	<i>Y</i>	<i>C</i>	<i>I</i>	<i>IR</i>	<i>PPI</i>	<i>DEF</i>	<i>M</i>
<i>Maliye Politikası Dışındaki Şoklar</i>									
<i>Konjonktür Şoku</i>	+		+	+	+				
<i>Para Politikası Şoku</i>						+	-	-	-
<i>Pür Maliye Politikası Şokları</i>									
<i>Kamu Gelirleri Şoku</i>	+								
<i>Kamu Harcamaları Şoku</i>		+							

Bu tabloda her bir şokun ayırtırılması için etki tepkiler üzerine konan işaret kısıtları gösterilmektedir. Tabloda “+” işareti ilgili deęişkenin etki tepkisinin şoktan sonraki dört çeyrek için pozitif olarak kısıtlandığı anlamına gelirken, “-” işareti negatif olarak kısıtlandığı anlamına gelmektedir. Boş olan hücreler ise işaret kısıtı konulmadığını göstermektedir.

Konjonktür şokunu ayırtırmak için çıktı, tüketim, yatırım ve kamu gelirlerinin etki tepkileri kısıtlanmıştır. Buna göre konjonktür şokundan sonraki dört çeyrek için bu deęişkenlerin etki tepkisi pozitif olarak kısıtlanmıştır. Konjonktür şokuyla çıktı ve kamu gelirlerinin birlikte artması, maliye politikası şoklarının ayırtırılmasına destek sağlar. Bu varsayımla kamu gelirlerinde konjonktürel hareketlerden kaynaklanan artış yakalanmaktadır. Para politikası şokunu ayırtırmak için faiz oranı, para arzı, üretici fiyat endeksi ve GSYH deflatörünün etki tepkileri üzerine işaret kısıtları konulmuştur. Buna göre para politikası şokundan sonraki dört çeyrek için faiz oranının tepkisi pozitif, fiyatlar ve para arzının tepkisi negatif olarak kısıtlanmıştır. Her bir şok konulan işaret kısıtlarını ihlal eden tepkileri cezalandıran bir kriter fonksiyonuyla ayırtırılmakta ve bu şokların her biri maliye politikası şoklarına dikeyleştirilmektedir. Başka bir deyişle, maliye politikası şoklarıyla dięer şoklar ilişkisiz hale getirilmektedir. Konjonktür ve para politikası şokuyla maliye politikası şokunun dikeyleştirilmesiyle; konjonktür ve para politikası şokunun mali deęişkenler üzerindeki etkileri kontrol edilmektedir. Bu

nedenden dolayı, işaret kısıtı yaklaşımında konjonktürel olarak ayarlanmış mali değişkenlerin oluşturulmasına gerek yoktur. Son olarak, maliye politikası şoklarını ayırtmak için mali değişkenlerin etki tepkileri üzerine işaret kısıtları konulmuştur. Pür kamu harcamaları şokunu ayırtmak için kamu harcamaları şokundan sonraki dört çeyrek için kamu harcamalarının etki tepkisi pozitif olarak kısıtlanmıştır. Benzer şekilde pür kamu gelirleri şokunu ayırtmak için şoktan sonraki dört çeyrek için kamu gelirlerinin etki tepkisi pozitif olarak kısıtlanmıştır.

3.3. VAR modelinin gecikme uzunluğu seçimi ve uygunluk sınamaları

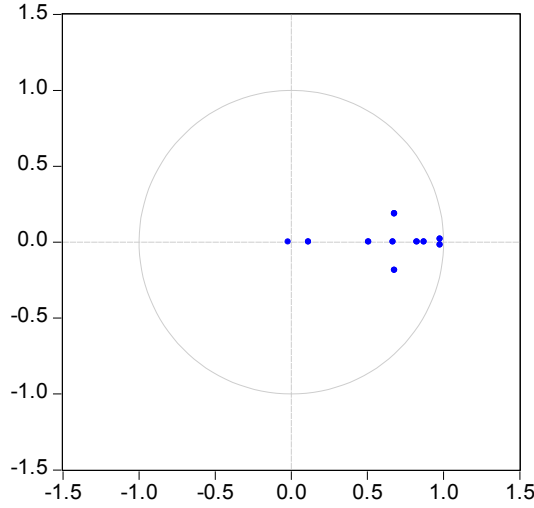
Analizde kullanılacak olan indirgenmiş form VAR modelinin optimal gecikme uzunluğu AIC, SC, HQ, HJC model seçim kriterleri ve alternatif yaklaşım kullanılarak belirlenmiştir. Her bir seçim kriterinin önerdiği optimal gecikme uzunluğu Tablo 10’da gösterilmektedir⁸⁸. Bu tabloya göre, SC, HQ ve HJC optimal gecikme uzunluğunu bir olarak seçerken, AIC optimal gecikme uzunluğunun beş olduğunu ortaya koymaktadır. SC ve HQ aynı gecikme uzunluğunu seçtiği için alternatif yaklaşımda optimal gecikme uzunluğu olarak bir’i seçmektedir. Bu çalışmada on değişkenli bir VAR modelinin nispeten küçük boyutlu bir veri setiyle tahmin edileceği gerçeği göz önünde bulundurularak, boyutsallık belası sorunundan kaçınmak için AIC tarafından önerilen büyük gecikme uzunluğu benimsenmemiştir. Bunun yerine SC, HQ ve HJC tarafından önerilen bir gecikme, optimal gecikme uzunluğu olarak seçilmiştir. Dolayısıyla bu çalışmada bir gecikmeyle indirgenmiş form VAR modeli tahmin edilmektedir.

Tablo 10. Optimal Gecikme Uzunluğu Seçimi

<i>Gecikme uzunluğu</i>	<i>AIC</i>	<i>SC</i>	<i>HQ</i>	<i>HJC</i>
0	-18.75787	-18.4744	-18.6437	-18.5591
1	-35.99195	-32.8741	-34.7365	-33.8053
2	-35.39967	-29.4475	-33.0029	-31.2252
3	-36.18931	-27.4027	-32.6512	-30.0270
4	-37.23663	-25.6157	-32.5572	-29.0865
5	-38.52399	-24.0687	-32.7033	-28.3860

⁸⁸ Tablodaki seçim kriterlerine ilişkin değerler Hatemi j ve Hacker (2009,2010) tarafından sağlanan Gauss kodlarıyla hesaplanmıştır.

VAR (1) modelinin durağan olup olmadığı Şekil 21’de gösterilen $A(L)$ ’nin ters karakteristik kökleri incelenerek belirlenebilir. Bu şekil $A(L)$ ’nin bütün ters karakteristik köklerinin birim çember içinde olduğunu göstermektedir. Ters karakteristik köklerin tamamı birim çemberin içinde olduğu için VAR (1) modeli durağandır.



Şekil 21. VAR (1) Modelinin Durağanlığı

Tahmin edilen VAR modelinin artıklarında otokorelasyon sorunu olup olmadığını belirlemek için LM testi ve normal dışılık olup olmadığını belirlemek için Jargua-Berra sınamasının Lütkepohl (1991) tarafından geliştirilen çok değişkenli biçimi kullanılmıştır. Tablo 11’de LM testi sonuçları gösterilmektedir. Bu tablo, birkaç gecikmede otokorelasyon olmasına rağmen, gecikmelerin büyük bölümünde otokorelasyonun olmadığını göstermektedir. Normallik testi sonuçları ise Tablo 12’de verilmektedir. Bu tablo sadece faiz denkleminde normallik varsayımından sapma olduğunu göstermektedir.

Tablo 11. LM Testi İle Otokorelasyon Sınaması

Olasılık		Olasılık	
LM(1)	0.0411	LM(11)	0.5365
LM(2)	0.0003	LM(12)	0.7732
LM(3)	0.4698	LM(13)	0.0181
LM(4)	0.0000	LM(14)	0.4378
LM(5)	0.3607	LM(15)	0.0704
LM(6)	0.0342	LM(16)	0.3717
LM(7)	0.0850	LM(17)	0.8105
LM(8)	0.0152	LM(18)	0.8439
LM(9)	0.2091	LM(19)	0.3392
LM(10)	0.7987	LM(20)	0.5983

Tablo 12. Normallik Sınaması

Jarque-Bera		Olasılık
U1	2.551670	0.2792
U2	2.234849	0.3271
U3	3.612671	0.1643
U4	374.6598	0.0000
U5	4.613474	0.0996
U6	1.611298	0.4468
U7	5.885439	0.0527
U8	1.480264	0.4771
U9	3.690800	0.1580
U10	7.085335	0.0289

3.4. Etki Tepki Analizi

Bu kısımda VAR analizinin en önemli araçlarından biri olan etki tepki analizi kullanılarak, ayrıştırılmış olan konjonktür, para ve maliye politikası şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri incelenecektir⁸⁹. Çalışmanın ana teması maliye politikası olduğu için makroekonomik değişkenlerin konjonktür ve para politikası şoklarına tepkileri kısaca açıklanacaktır. Maliye politikasının etkileri ise daha kapsamlı bir şekilde ele alınacaktır. Aşağıda incelenecek olan etki tepkilerin güven aralıklarının hesaplanmasında; birbirleriyle ilişkisiz güven aralıkları tahminlerini sağladığı için Monte Carlo İntegrasyon yöntemi benimsenmiştir. Şoklar ardıl dağılımlardan her bir çekim için ayrıştırılmış⁹⁰ ve 16, 50 ve 84' üncü kantilde rapor edilmiştir. 16 ve 84 kantiller sırasıyla alt ve üst sınırları temsil ederken, 50 kantil etki tepki tahminidir.

3.4.1. Konjonktür şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi

Konjonktür şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri Şekil 22'de gösterilmektedir. Bu şekil, pozitif konjonktür şoku sonrasında makroekonomik değişkenlerin davranışlarının teorik beklentilerle uyumlu olduğunu ortaya koymaktadır.

⁸⁹ Etki tepkiler ve onların güven aralıkları WinRATS 8.0 ekonometrik paket programı kullanılarak elde edilmiştir. Hesaplanmış olan etki tepkiler ve güven aralıkları Excel programı kullanılarak düzenlenmiş ve rapor edilmiştir. Dilendiği takdirde, etki tepkilerin program çıktıları yazar tarafından sağlanabilir.

⁹⁰ Her bir şok 1000 çekim yapılarak ayrıştırılmıştır. Dolayısıyla güven aralıklarına da bin tekrara sonucunda ulaşılmıştır.

Çıktı, tüketim ve yatırım şoktan sonra anlamlı bir şekilde artmaktadır. Bu değişkenler üzerindeki etki ilk yılda oldukça güçlü iken, takip eden yıllarda azalmaktadır. Fiyatlar başlangıçta azalmakta fakat, sonraki dönemlerde güçlü iç talebin etkisiyle bu azalış son bulmaktadır. Pozitif konjonktür şokuna parasal değişkenlerin tepkileri TCMB'nin para politikasına ilişkin bazı noktaları ortaya çıkarmaktadır. Konjonktür şoku sonrasında reel para arzı anlamlı bir şekilde artarken, faiz oranı anlamlı bir şekilde azalmaktadır. Buradan TCMB'nin konjonktür karşıtı bir para politikası izlemediği belirtilebilir. Konjonktür şoku sonrasında fiyatlarda yukarı yönlü baskının ortaya çıkmaması, konjonktür karşıtı politika uygulanması gerekliliğini ortadan kaldırmaktadır.

Emek piyasasının pozitif konjonktür şokuna tepkisi reel ücret yoluyla analiz edilebilir. Konjonktür şoku sonrasında reel ücret ilk çeyrekte azalmakta, sonraki çeyreklerde artmaktadır. Reel ücretin bu şoka tepkisi sadece dört çeyrek için anlamalıdır. Son olarak konjonktür şokunun mali değişkenler üzerindeki etkisi; çıktı ve kamu gelirleri arasında güçlü bir korelasyon olduğunu göstermektedir⁹¹. Konjonktür şokunun mali değişkenler üzerindeki etkisi şöyledir: Kamu harcamaları ilk dört çeyrekte azalırken, sonraki çeyreklerde herhangi bir değişim ortaya çıkmamaktadır. Buna karşın kamu gelirleri altı yıl boyunca anlamlı bir şekilde artmaktadır. Kamu gelirlerindeki bu artış; çıktı, tüketim ve yatırımdaki güçlü genişlemeyle birlikte vergi gelirlerinin artmasının bir sonucudur.

3.4.2. Para politikası şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi

Daraltıcı para politikası şokuna makroekonomik değişkenlerin tepkileri Şekil 23'de gösterilmektedir. Bu şok çıktı üzerinde anlamlı bir etkiye sahip değilken, tüketim üzerinde anlamlı ve negatif etkiye sahiptir. Bununla birlikte çıktının diğer bileşeni olan yatırım üzerindeki etki pozitif, fakat anlamsızdır. Faiz oranı ve reel ücret üzerindeki etki pozitifdir. Faiz oranının tepkisi zayıf düzeyde anlamlı iken, reel ücretin tepkisi bütün dönem boyunca anlamlıdır. Daraltıcı para politikası şokunun fiyatlar üzerindeki etkisi anlamlı ve daraltıcı yöndedir. Benzer şekilde bu şokun reel para arzı üzerindeki etkisi de daraltıcıdır. Son olarak daraltıcı para politikası şokunun mali değişkenler üzerindeki

⁹¹ Türkiye'de çıktı ve kamu gelirleri arasındaki güçlü korelasyon Çebi (2010) ve Çebi ve Özlale (2011)'de de vurgulanmaktadır. Çebi (2010) çalışmasında, Türkiye'de vergi gelirlerinin çıktı esnekliğini %1.15 olarak bulmuştur. Çebi ve Özlale (2011) ise Türkiye'de ağırlıklandırılmış vergi esnekliğinin %1.07 olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

etkisi farklılaşmaktadır. Bu şok kamu harcamalarını anlamlı bir şekilde azaltırken, kamu gelirlerini ilk iki çeyrekte arttırmakta ve sonraki çeyreklerde anlamlı bir şekilde azaltmaktadır.

3.4.3. Kamu harcamaları şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri

Makroekonomik değişkenlerin pozitif kamu harcamaları şokuna tepkileri Şekil 24’de sunulmaktadır. Bu şekil, kamu harcamalarındaki bir artışa çıktının tepkisinin teorik modellerin öngörülerıyla uyumlu olduğunu göstermektedir. Başka bir deyişle, kamu harcamalarındaki bir artış çıktıyı arttırmaktadır. Ancak çıktıdaki bu artış çok sınırlıdır ve istatistiksel olarak anlamlı değildir. Çıktıdaki genişlemenin çok küçük olması Türkiye ekonomisinin iki temel karakteristiğinin yansımasıdır: Kamu yatırımlarının etkinsizliği ve kamu istihdamının verimsizliği. Türkiye’de kamu yatırımları genellikle etkin olmadığından, bu yatırımların özel sektör yatırımlarının verimliliği üzerinde önemli bir etkisi yoktur. Bununla birlikte kamuda çalışanların verimliliğinin düşük olması da, kamu harcamalarındaki artışın çıktı üzerindeki genişletici etkisini sınırlandırmaktadır.

Pozitif kamu harcamaları şokunun çıktının bileşenleri üzerindeki etkileri oldukça benzerdir. Çıktının ilk bileşeni olan tüketim, kamu harcamalarındaki bir artışa azalarak tepki göstermektedir. Tüketime tepkisi iki yıl için anlamlıdır. İktisat teorisi kamu harcamalarındaki artışın tüketim üzerindeki etkileri konusunda ikiye ayrılmaktadır. Keynesyen modeller, kamu harcamalarındaki artışın tüketimi arttıracaklarını ileri sürerken; Neoklasik modeller ve RBC modeli, negatif gelir etkisine bağlı olarak tüketime azalacağını iddia etmektedir. Bu bakımdan Türkiye’de kamu harcamaları şoku sonrasında tüketime davranışı, Neoklasik modeller ve RBC modelinin öngörülerıyla uyumludur. Dolayısıyla Türkiye ekonomisinde kamu harcamalarındaki bir artış tüketim üzerinde Keynesyen etkilere sahip değildir. Çıktının diğer bir bileşeni olan yatırım da kamu harcamalarındaki artışa azalarak tepki göstermektedir. Yatırımlardaki azalış ikinci yılda oldukça büyük iken, daha sonraki yıllarda bu azalış son bulmaktadır. Buradan Türkiye’de kamu harcamalarındaki artışın özel sektör yatırımlarını önemli ölçüde dışladığı belirtilebilir. Özel sektör yatırımlarının dışlanması temel nedeni; kamu harcamalarındaki artışla birlikte faiz oranlarının önemli ölçüde yükselmesidir. Bu bulgu

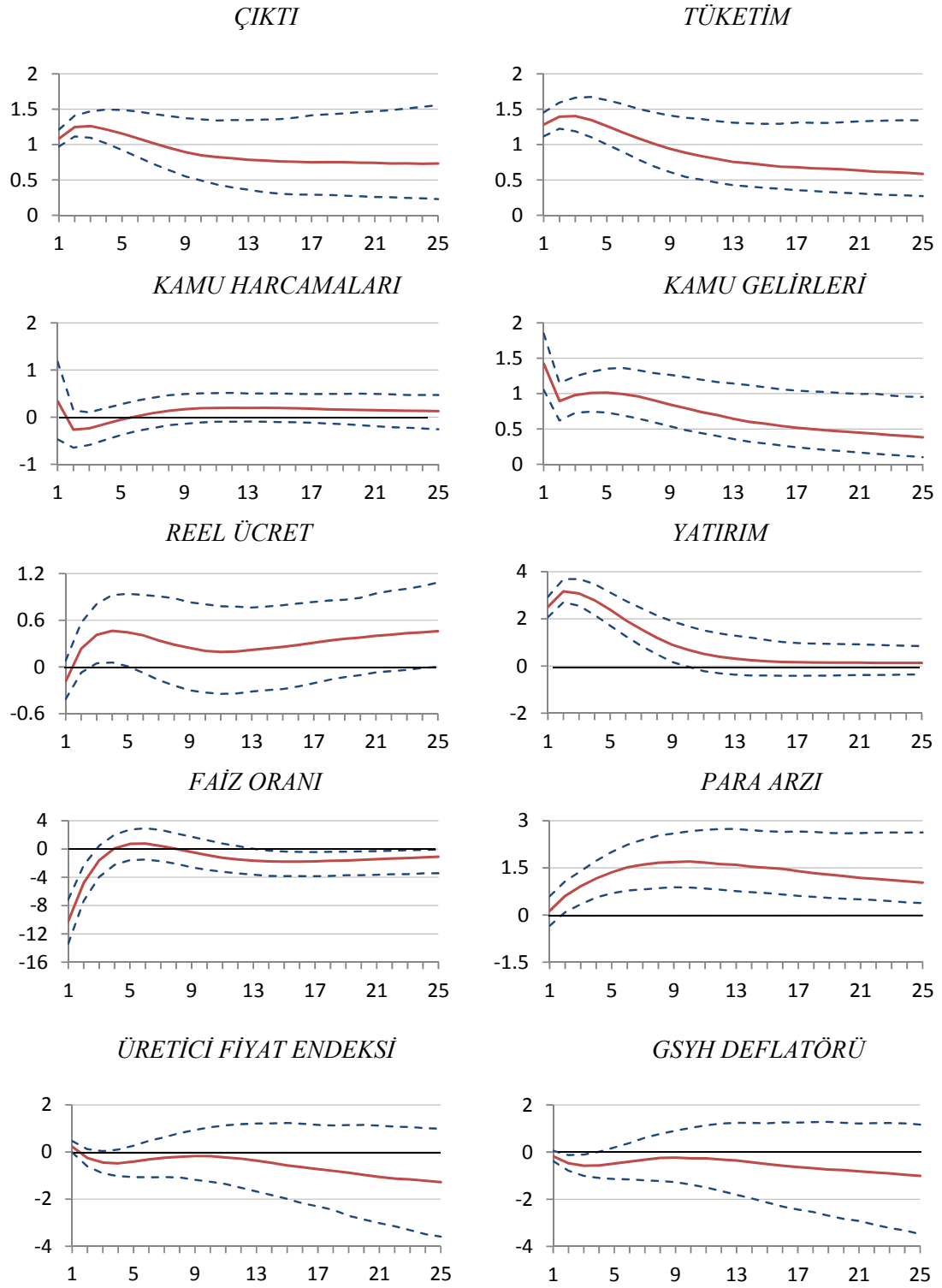
maliye politikasının etkinsiz olduğunu ileri sürerek Keynesyen yaklaşımı eleştiren Neoklasik yaklaşımla uyumludur.

Pozitif kamu harcamaları şoku teorik beklentilerle uyumlu olarak anlamlı bir şekilde fiyatları arttırmaktadır. Bu şokun fiyatlar üzerindeki etkisi oldukça kalıcıdır. Kamu harcamalarındaki artış iç talepte genişlemeye yol açmadığından, fiyatlardaki yükselme aşırı talepten kaynaklanmamaktadır. Fiyatlardaki artışın temel nedeni maliyetlerdeki artıştır. Kamu harcamalarındaki artış sonucu reel ücretler ve faiz oranının yükselmesi maliyetlerin artmasına neden olmaktadır. Dolayısıyla Türkiye’de kamu harcamalarındaki bir artış maliyetleri arttırarak fiyatlarda artışa yol açmaktadır.

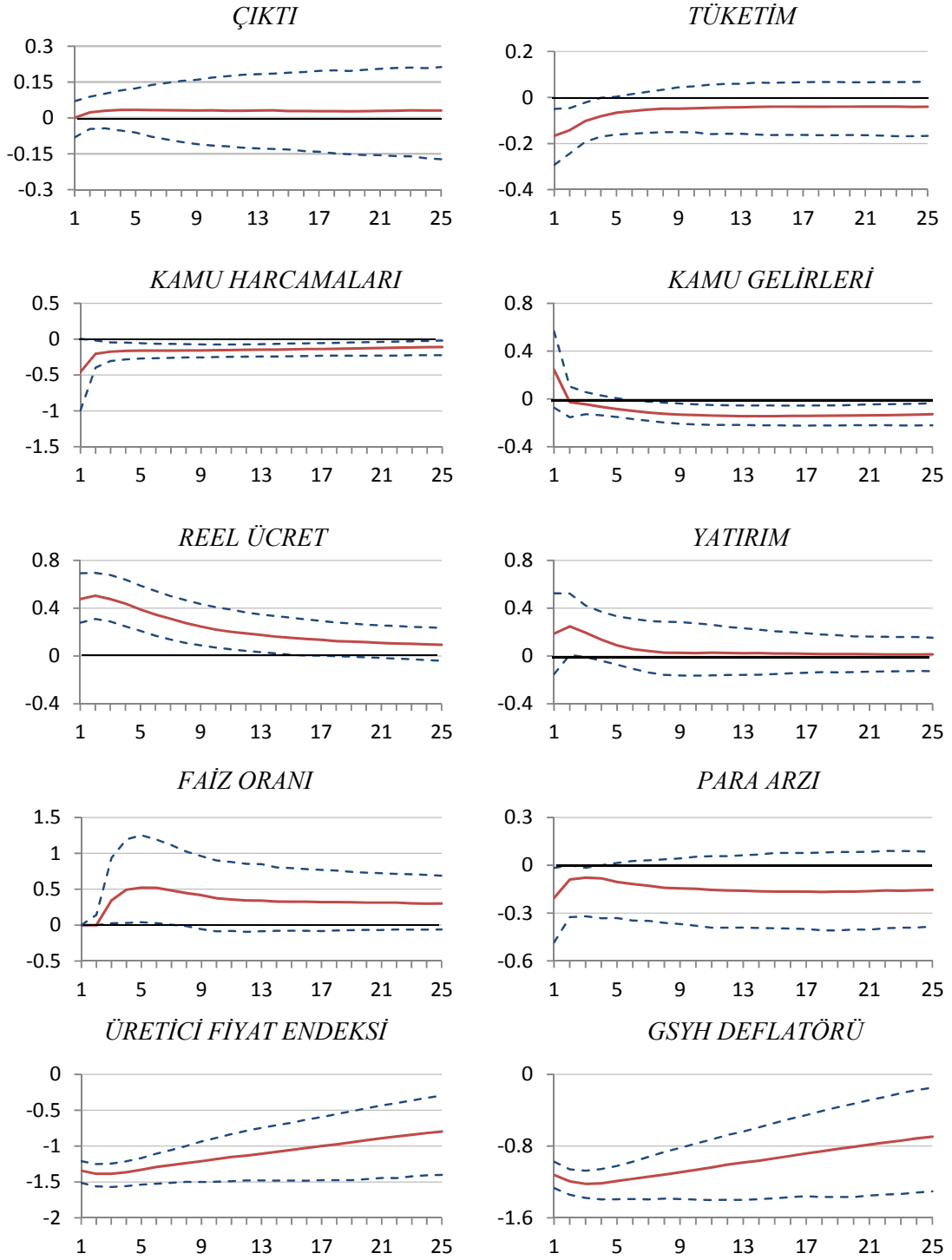
Pozitif kamu harcamaları şokunun emek piyasası üzerindeki etkisi; reel ücretlerin bu şoka tepkisi incelenerek analiz edilebilir. Kamu harcamalarındaki bir artış reel ücretleri arttırmaktadır. Reel ücretler üzerindeki etki bir yıl boyunca anlamlıdır.

İktisat teorisinde kamu harcamalarındaki artışın reel ücrete etkisiyle ilgili iki karşıt görüş vardır. RBC model kamu harcamalarındaki artışın reel ücreti azaltacağını öngörürken, NK modeller reel ücretlerin artacağını öngörmektedir. Türkiye ekonomisinde, pozitif kamu harcamaları şoku sonrasında reel ücretlerin tepkisi NK modellerle uyumludur. Reel ücretteki artışta, özel sektörün işgücü talebinin etkin olmadığı açıktır. Çıktıdaki genişleme çok küçük olduğu için özel sektörün işgücü talebindeki artış sınırlı olacaktır. Buna karşın kamu harcamalarındaki artışla birlikte kamu istihdamı da artmaktadır. Dolayısıyla kamu iş gücü talebindeki artış reel ücretlerdeki artışın temel belirleyicisidir.

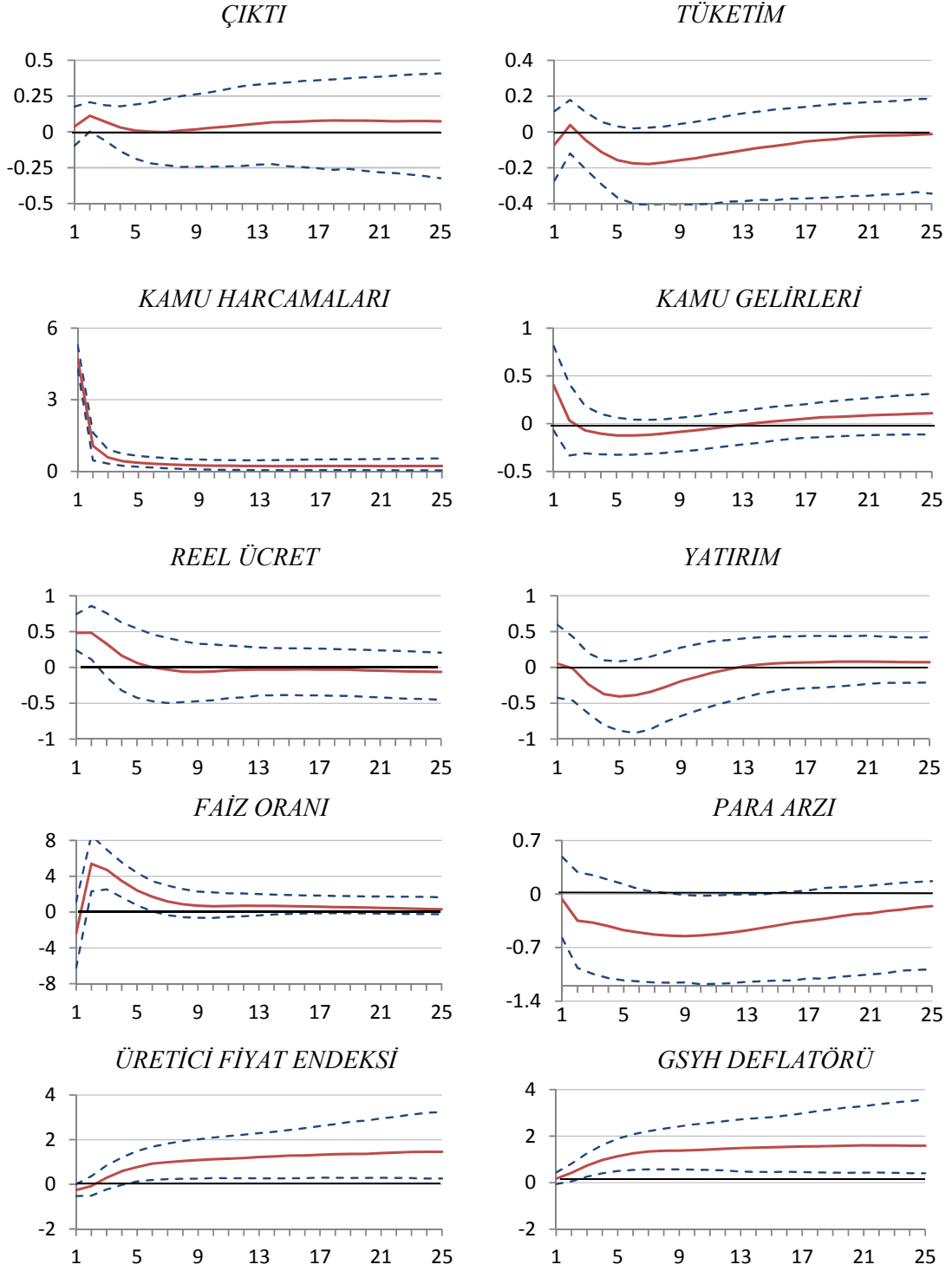
Faiz oranının kamu harcamalarındaki bir artışa tepkisi pozitifdir ve bu tepki iki yıl boyunca anlamlıdır. Faiz oranındaki artışı kamu harcamalarındaki artış sonucu oluşan bütçe açığının borçla finansmanı tetiklemektedir. Son olarak kamu harcamalarındaki artışın her iki mali değişken üzerindeki etkisi farklıdır. Pozitif kamu harcamaları şokuna kamu harcamalarının tepkisi, bu şokun kalıcılığının düşük olduğunu göstermektedir. Öte yandan kamu gelirleri bu şoka dikkate değer bir tepki göstermemektedir. Kamu harcamaları şokunun çıktı üzerindeki etkisi küçük olduğundan, kamu gelirlerinin tepki göstermemesi doğaldır.



Şekil 22. Makroekonomik Değişkenlerin Konjonktür Şokuna Etki Tepkileri



Şekil 23. Makroekonomik Değişkenlerin Daraltıcı Para Politikası Şokuna Etki Tepkileri



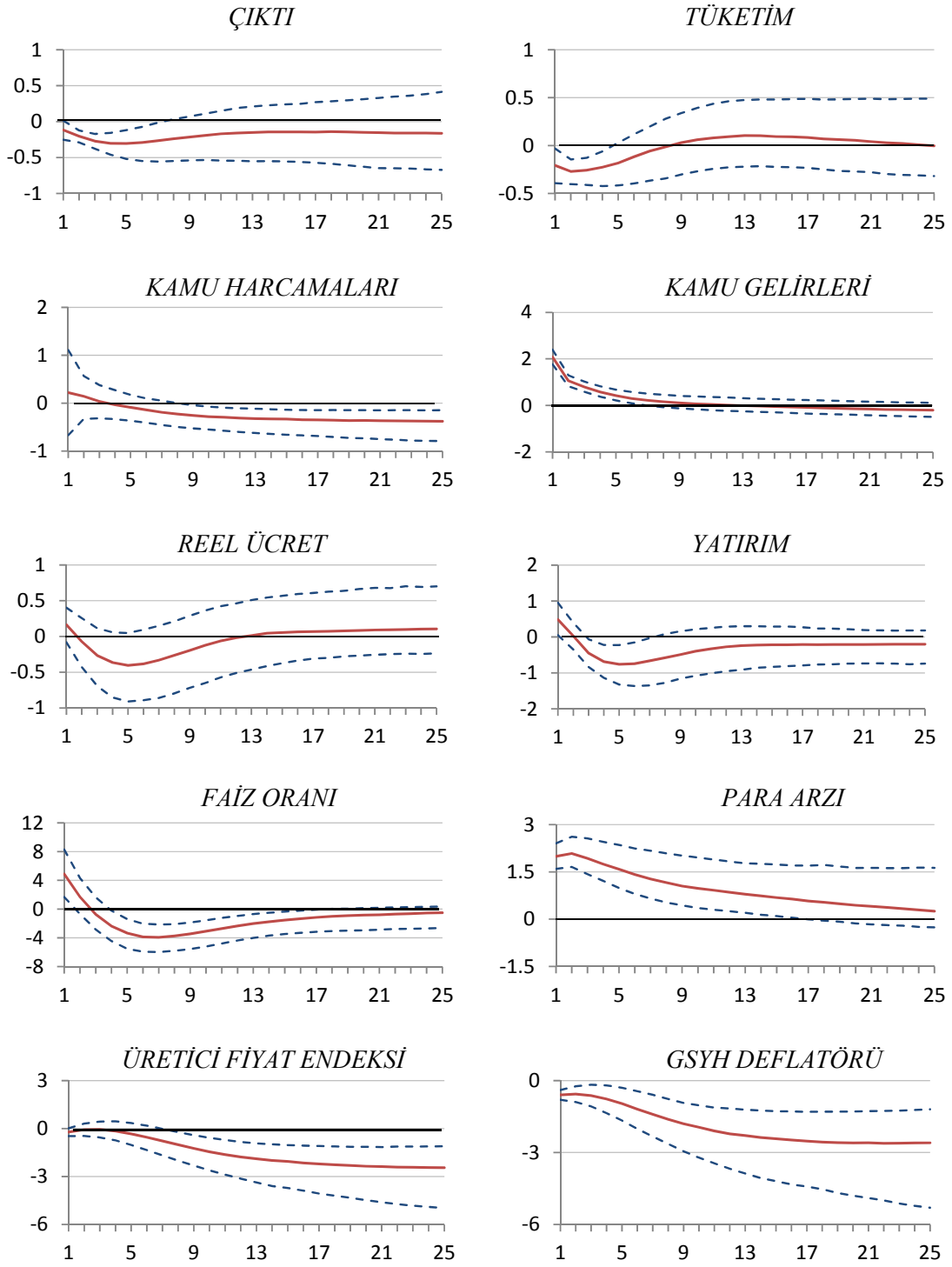
Şekil 24. Makroekonomik Değişkenlerin Kamu Harcamaları Şokuna Etki Tepkileri

3.4.4. Kamu gelirleri şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisi

Pozitif kamu gelirleri şokundan sonra makroekonomik değişkenlerin izledikleri patikalar Şekil 25’de gösterilmektedir. Bu şok, teorik beklentiler ve sezgilerle uyumlu olarak çıktı ve çıktının bileşenlerinin azalmasına neden olmaktadır. Söz konusu değişkenlerin pozitif kamu gelirleri şokuna tepkisi yaklaşık olarak bir buçuk yıl boyunca anlamlıdır. Çıktı ve yatırımda en büyük azalma beşinci çeyrekte oraya çıkarken, tüketimde ilk çeyrekte gerçekleşmektedir. Vergi artışıyla birlikte tüketimin anında önemli ölçüde azalması, Türkiye ekonomisinde dolaylı vergilerin ağırlıklı olmasının bir sonucudur.

Pozitif kamu gelirleri şoku reel ücretlerde de azalmaya yol açmaktadır. Reel ücrette de en büyük azalış beşinci çeyrekte ortaya çıkmaktadır. Bununla birlikte bu değişkenin tepkisi de bir buçuk yıl boyunca anlamlıdır. Pozitif gelirler şoku sonrasında çıktının daralması ve buna bağlı olarak iş gücü talebinin azalması reel ücretlerdeki azalmayı açıklamaktadır. Reel ücretlere benzer şekilde faiz oranının tepkisi de negatiftir. Ancak reel ücretten farklı olarak, faiz oranının tepkisi bütün dönem boyunca anlamlıdır ve bu değişkendeki en büyük azalma yedinci çeyrekte ortaya çıkmaktadır. Pozitif kamu gelirleri şoku sonucunda faiz oranının azalmasının iki nedeni vardır. İlki, çıktının azalmasıyla işlem amaçlı para talebinin azalmasıdır. İkincisi ise pozitif kamu gelirleri şokuyla birlikte reel para arzının artmasıdır.

Pozitif kamu gelirleri şoku anlamlı bir şekilde fiyatların azalmasına yol açmaktadır. Fiyatlardaki düşüşte iç talepteki daralma kilit rol oynamaktadır. Son olarak bu şokun mali değişkenler üzerindeki etkileri farklıdır. Pozitif kamu gelirleri şoku kamu harcamalarının anlamlı bir şekilde azalmasına yol açmaktadır. Kamu harcamalarında ortaya çıkan bu azalma çıktıdaki daralmayı genişletmektedir. Kamu gelirlerinin pozitif kamu gelirleri şokuna tepkisi pozitiftir. Bu şok kamu harcamaları şokuna göre daha kalıcıdır.



Şekil 25. Makroekonomik Değişkenlerin Pozitif Kamu Gelirleri Şokuna Etki Tepkiler

3.4.5. Beklenen maliye politikalarının etkileri

Maliye politikasının ilanı ve uygulaması arasında genellikle gecikmeler vardır. Başka bir ifadeyle maliye politikası ilan edildikten belirli bir süre sonra uygulamaya konulabilir. Bu husus göz önünde bulundurularak, kamu harcamaları ve kamu gelirlerindeki beklenen artışların Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri de ele alınmıştır. Bu doğrultuda ilk olarak beklenen kamu harcamaları şoku, konjonktür ve para politikası şokuna dikeyleştirilerek ve kamu harcamalarının bu şoka tepkisi iki yıl için kısıtlanarak ayrıştırılmıştır. Kamu harcamalarının etki tepkisi şu şekilde kısıtlanmıştır: Harcamalardaki artış ilan edildikten sonraki ilk dört çeyrek için kamu harcamalarının tepkisi sıfırdır ve sonraki dört çeyrek için pozitifdir. Başka bir deyişle, kamu harcamalarındaki artış ilan edildikten bir yıl sonra uygulamaya konulmaktadır. İkinci olarak, beklenen kamu gelirleri şoku benzer şekilde ayrıştırılmıştır. Bu şok da konjonktür ve para politikası şokuna dikeyleştirilmiştir. Ayrıca kamu gelirlerinin etki tepkisi ilk dört çeyrek için sıfır ve sonraki dört çeyrek için pozitif olacak şekilde kısıtlanmıştır. Yani vergilerdeki artış ilan edildikten bir yıl sonra uygulamaya konulmaktadır. Aşağıda bu şekilde ayrıştırılmış olan her iki şokun etkileri incelenecektir

3.4.5.1. Beklenen kamu harcamaları şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri

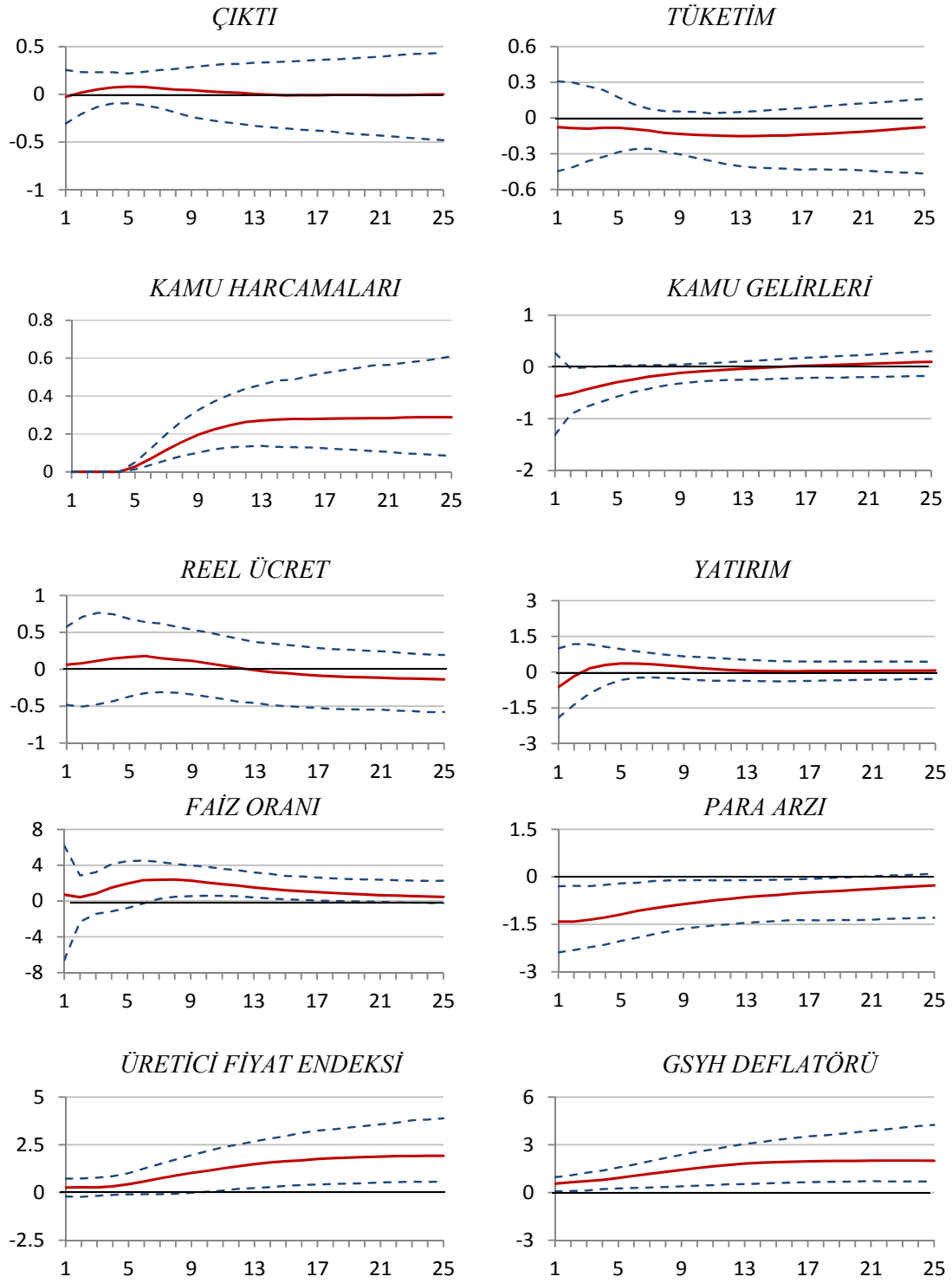
Makroekonomik değişkenlerin beklenen kamu harcamaları şokuna tepkileri Şekil 26'da sunulmaktadır. Şekil incelendiğinde, çıktı, tüketim ve yatırımın ilk dört çeyrekteki hareketlerinde maliye politikası ilanının tetikleyici olduğu açıkça görülmektedir. İlk dört çeyrekte kamu harcamalarında herhangi bir değişim olmamasına rağmen, çıktı ve bileşenleri azalmıştır. Söz konusu değişkenlerde ortaya çıkan bu azalış, maliye politikasının ilanı ile birlikte gelecekte faizlerin yükseleceği beklentisinin bir sonucudur. Dolayısıyla faizlerdeki yükseliş beklentisiyle iç talebin daralması çıktı ve bileşenlerinin ilk dört çeyrekte daralmasına neden olmuştur. Beşinci çeyrekte ise kamu harcamalarının artmasıyla birlikte çıktı ve yatırım aşamalı olarak artmış, ancak daha sonraki dönemlerde bu etki kaybolmuştur. Çıktıdaki ve yatırımdaki bu artışa karşın, beşinci çeyrek ve daha sonrasında tüketimdeki azalış devam etmiştir. Dolayısıyla kamu harcamalarındaki artıştan sonra çıktıda meydana gelen genişleme

yatırımdaki artıştan kaynaklanmıştır. Bu bulgu Keynesyen yaklaşımın öngörleriyle değil, Neoklasik teori ve RBC teorisinin öngörleriyle uyumludur.

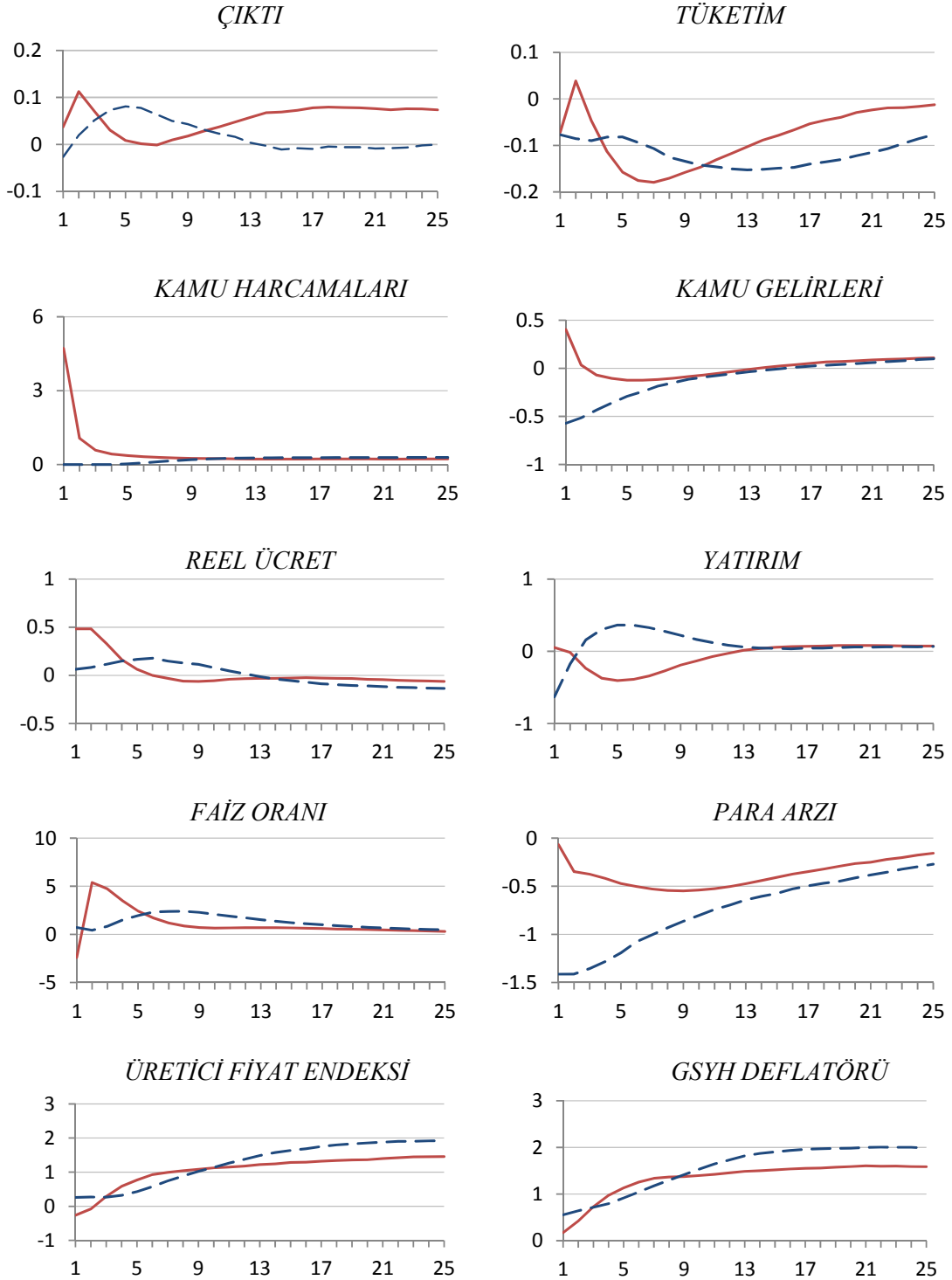
Kamu harcamalarındaki beklenen bir artış reel ücretlerde üçüncü çeyrekte itibaren artışa yol açmaktadır. Ancak bu artış çok kısa sürelidir. Reel ücretlerdeki bu geçici artışta çıktı ve yatırımdaki genişleme önemli rol oynamaktadır. Benzer şekilde, beklenen kamu harcamaları şoku faiz oranını da anlamlı bir şekilde arttırmaktadır. Bu şokun faiz oranı üzerindeki etkisi başlangıçta küçüktür. Ancak üçüncü çeyrekte itibaren faiz oranlarındaki yükseliş beklentileriyle birlikte, faizlerdeki yükseliş hızlanmıştır. Faizler yükselirken özel yatırımların artmasının altında yatan neden, istihdamdaki artışla birlikte sermayenin marjinal verimliliğinin yükselmesi olabilir.

Fiyatlar kamu harcamalarındaki beklenen bir artışa yükselerek tepki göstermektedir. Ancak ilk yılda bu tepki çok büyük değildir. Kamu harcamalarındaki artış uygulamaya konulduktan sonra fiyatlardaki artış hızı da yükselmiştir.

Şekil 27’de makroekonomik değişkenlerin beklenen ve beklenmeyen kamu harcamaları şokuna tepkileri birlikte gösterilmektedir. Bu şekil, kamu harcamalarındaki beklenen ve beklenmeyen bir artışın Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkilerinin karşılaştırılmasına imkan tanımaktadır. Her iki şokun çıktı üzerindeki etkisi karşılaştırıldığında, kamu harcamalarındaki artıştan sonraki ilk iki yılda çıktıdaki genişleme; kamu harcamalarındaki artış beklenen olduğu durumda daha güçlüdür. Bunda beklenen kamu harcamaları şokunun, ilk birkaç çeyrek hariç, yatırımlarda dışlamaya yol açmamasının önemli rolü vardır. Dolayısıyla kamu harcamalarındaki beklenen bir artış yatırımları arttırarak çıktıyı genişletmektedir. Tüketicinin her iki şoka tepkisi benzerdir. Gerek kamu harcamalarındaki beklenen bir artış gerekse de beklenmeyen bir artış tüketimin azalmasına neden olmaktadır. Her iki şokun fiyatlar üzerindeki etkisi kısa dönemde yaklaşık olarak aynı olmasına rağmen, bu etki orta dönemde farklılaşmaktadır. Beklenen kamu harcamaları şoku orta dönemde daha yüksek enflasyona yol açmaktadır. Reel ücret ve faiz oranının söz konusu şoklara tepkisi yaklaşık olarak aynıdır. Son olarak kamu gelirlerinin beklenen ve beklenmeyen şoklara tepkisi farklıdır. Beklenen kamu harcamaları şoku duyuru etkisine bağlı olarak ilk iki yılda kamu gelirlerinde daha büyük bir azalışa yol açmaktadır.



Şekil 26. Makroekonomik Değişkenlerin Beklenen Kamu Harcamaları Şokuna Tepkileri



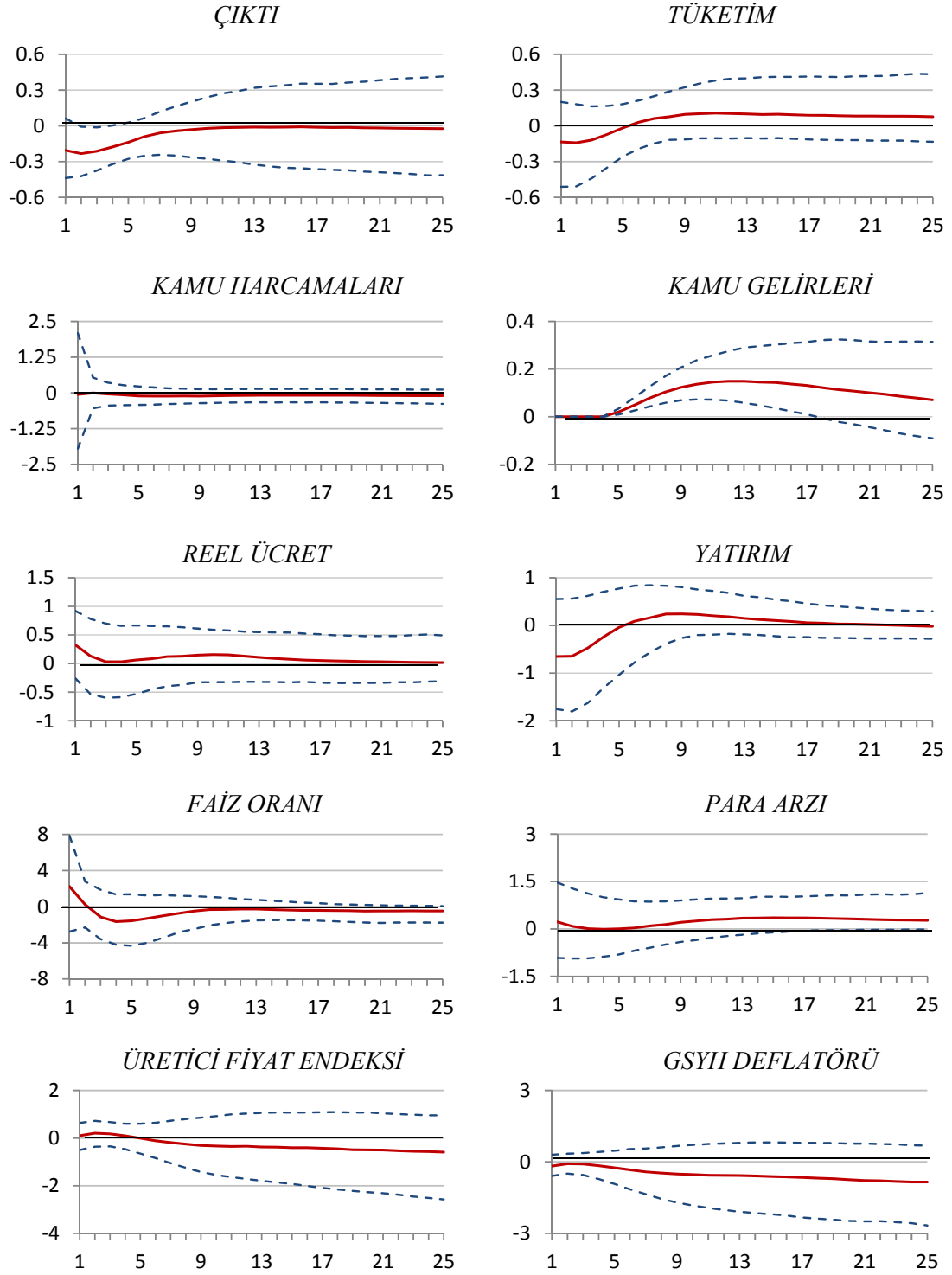
Şekil 27. Beklenmeyen ve Beklenen Kamu Harcamaları Şokunun Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırılması

Şekilde kırmızı renkli düz çizgi ilgili makroekonomik değişkenin beklenmedik kamu harcamaları şokuna tepkisini gösterirken, mavi renkli kesikli çizgi ilgili değişkenin beklenen kamu harcamaları şokuna tepkisini temsil etmektedir.

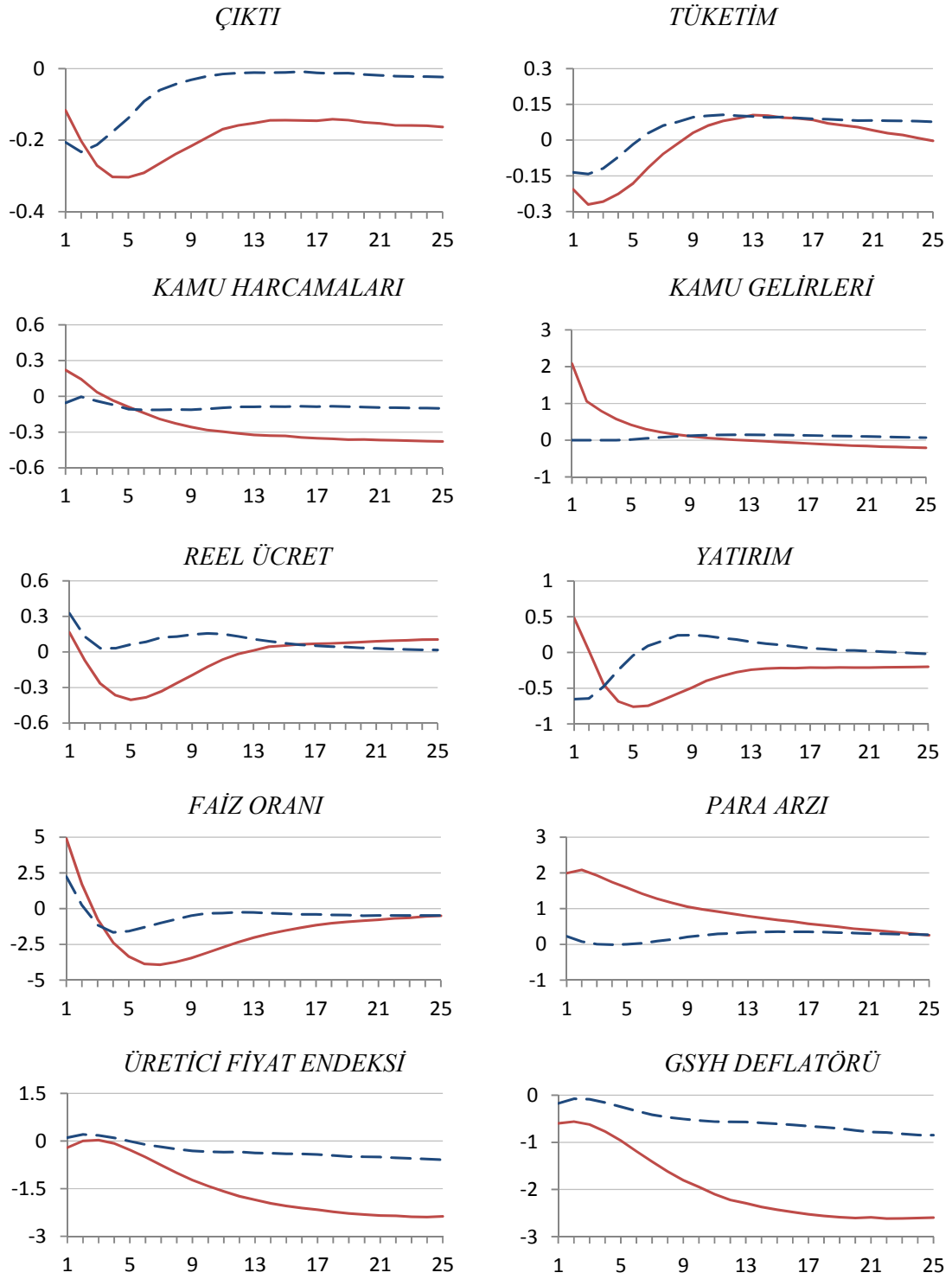
3.4.5.2. Beklenen Kamu Gelirleri Şokunun Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri

Beklenen pozitif kamu gelirleri şokunun makroekonomik değişkenlerin zaman patikaları üzerindeki etkisi Şekil 28’de verilmektedir. Kamu gelirlerindeki beklenen bir artış etki anında çıktı, tüketim ve yatırımın azalmasına yol açmaktadır. İlk dört çeyrekte vergilerde herhangi bir değişim olmamasına rağmen, çıktı ve bileşenlerinde ortaya çıkan azalış duyuru etkisinin bir sonucudur. Beklenen kamu gelirleri şoku reel ücret üzerinde önemli bir etkiye sahip değilken, bu şokun faiz oranı üzerindeki etkisi negatiftir. Çıktıdaki daralmayla birlikte para talebinde ortaya çıkan azalış faiz oranındaki azalışın nedenleri arasında yer alabilir. Bu şokun fiyatlar üzerindeki etkisi negatiftir. Enflasyondaki azalışı iç talepteki daralma tetiklemektedir. Son olarak kamu harcamalarının bu şoka reaksiyon göstermemesi, sezgilerle ve teorik beklentilerle uyumludur.

Şekil 29’da beklenen ve beklenmeyen pozitif kamu gelirleri şoklarının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri birlikte gösterilmektedir. Şekil incelendiğinde, kamu gelirlerindeki beklenen bir artışın makroekonomik değişkenler üzerindeki etkisinin boyutunun daha küçük olduğu açıkça ortaya çıkmaktadır. Bu durum bireylerin ve firmaların rasyonel olarak tüketim, yatırım ve tasarruflarını dönemler arasında yaymalarının bir sonucudur. Başka bir ifadeyle, bireyler ve firmalar gelecekte vergilerde meydana gelecek artışa göre optimal tercihlerini ayarladıklarından dolayı, vergilerdeki artışın etkileri daha sınırlıdır. Burada belirtilmesi gereken diğer bir önemli husus; tıpkı kamu harcamaları şokunda olduğu gibi, yatırımın beklenen ve beklenmeyen kamu gelirleri şokuna tepkisinin farklı olmasıdır.



Şekil 28. Makroekonomik Değişkenlerin Beklenen Kamu Gelirleri Şokuna Tepkileri



Şekil 29. Beklenmeyen ve Beklenen Kamu Gelirleri Şokunun Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırılması

Şekilde kırmızı renkli düz çizgi ilgili makroekonomik değişkenin beklenmedik kamu harcamaları şokuna tepkisini gösterirken, mavi renkli kesikli çizgi ilgili değişkenin beklenen kamu harcamaları şokuna tepkisini temsil etmektedir.

3.4.6. Farklı maliye politikası senaryoları

Bu kısımda Mountford ve Uhlig (2009) takip edilerek üç farklı maliye politikası senaryosu ele alınacaktır. Bu senaryoların her biri maliye politikası şoklarının doğrusal bir kombinasyonudur. Maliye politikası senaryolarından ilki bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı (DFSI), ikincisi bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi (DFTC) ve üçüncüsü denk bütçe harcama artışıdır (BBSI). İlk maliye politikası senaryosunda ilk dört çeyrekte kamu harcamaları %1 artarken, kamu gelirleri değişmemektedir. İkincisinde, kamu gelirleri ilk dört çeyrekte %1 azalırken, kamu harcamaları değişmeden sabit kalmaktadır. Üçüncüsünde ise kamu harcamaları ve kamu gelirleri ilk dört çeyrekte eşit miktarda (%1 oranında) artmaktadır. İlk iki senaryoda ekonomi bir yıl boyunca bütçe açığıyla çalışırken, son senaryoda bütçe daima denktir.

Farklı maliye politikası senaryoları için etki tepkiler Eşitlik (3.7) ve (3.8) deki gibi hesaplanmaktadır. Bu eşitlikler DFSI politikasının formel ifadesini temsil etmektedir. Diğer politika senaryoları için etki tepkiler benzer şekilde hesaplanabilir. DFSI politikası formel olarak $r_{j,a}(k)$, a etki vektöründeki j. değişkenin k. ufuktaki tepkisini göstermek üzere aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\%1 = \sum_{j=0}^k r_{GS,BGS}(k-j)BGS_j + r_{GS,BGR}(k-j)BGR_j \quad (3.7)$$

$$0 = \sum_{j=0}^k r_{GR,BGS}(k-j)BGS_j + r_{GR,BGR}(k-j)BGR_j \quad (3.8)$$

Burada $k=4$ tür. GS kamu harcamalarını ve GR kamu gelirlerini temsil etmektedir. Ayrıca BGS_j ve BGR_j sırasıyla kamu harcamaları ve kamu gelirleri şokları için j. dönemdeki bir ölçektir.

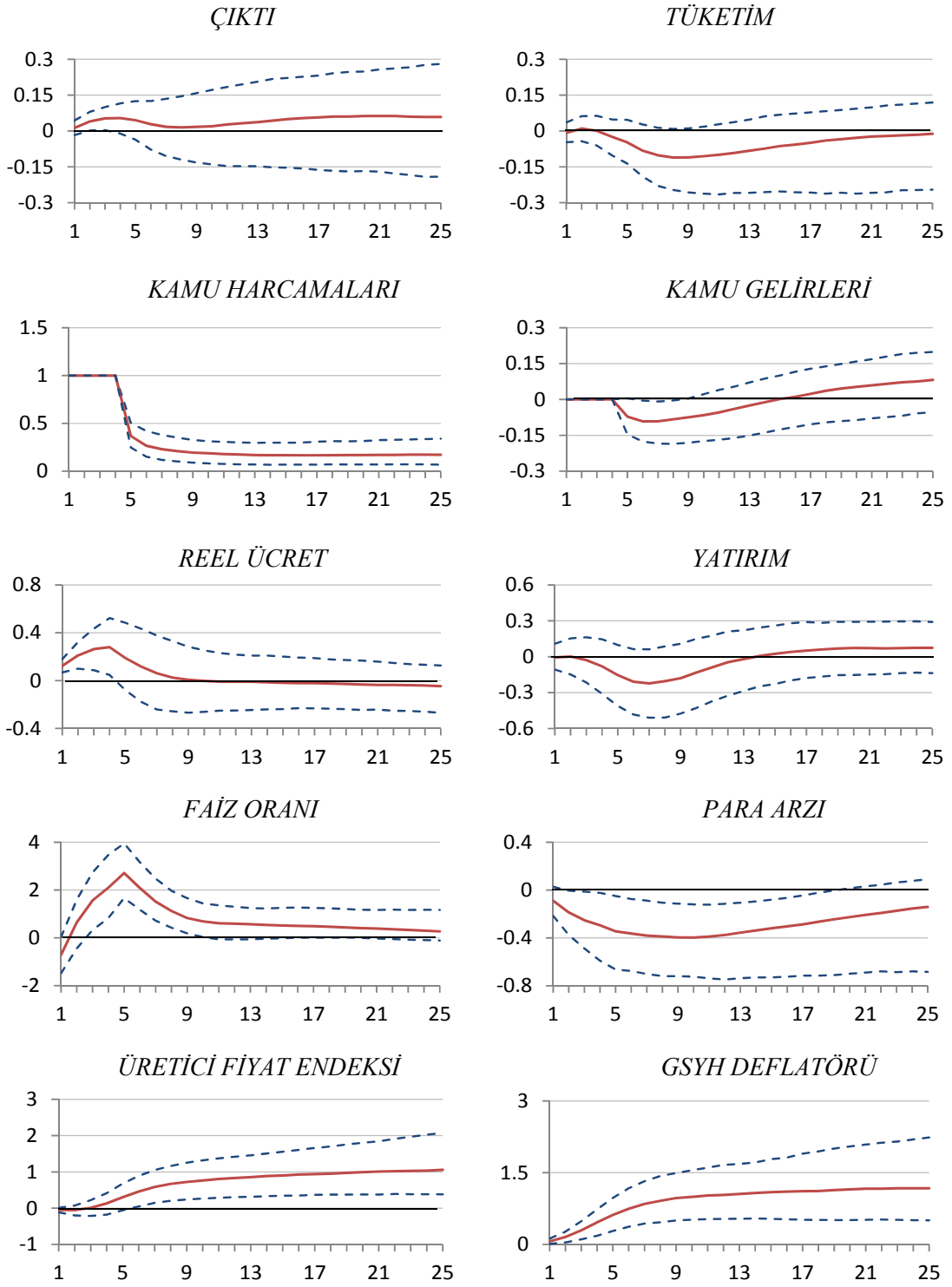
3.4.6.1. Bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikasının etkileri

DFSI politikasının Türkiye Ekonomisi üzerindeki etkileri Şekil 30'da gösterilmektedir. Bu politika etki anında ekonomik aktivitede çok küçük bir canlanmaya yol açsa da, bu etki anlamlı değildir. Bu maliye politikası senaryosunun çıktının bileşenleri üzerindeki etkisi daraltıcı yöndedir. Tüketim ikinci çeyrekte itibaren azalmakta ve bu azalış ikinci yılda daha da derinleşmektedir. Tüketimde ortaya çıkan bu

azalışın iki potansiyel nedeni olabilir. İlki, hane haklarının kamu harcamalarındaki artış sonucu oluşan bütçe açığının gelecekte yüksek vergilerle finanse edileceği yönündeki algısıdır. İkincisi ise oluşan bütçe açığıyla birlikte kamu borçlanma senetlerinin faizlerinde ortaya çıkacak olan artıştır. Faizlerdeki bu artış hanehalklarının tüketimden caydırırken, kamu borçlanma senetleri alma yönünde teşvik edebilir. Çıktının diğer bir bileşeni olan özel yatırımlarda, özellikle politika uygulamaya konulduktan sonraki ikinci yıl içinde, önemli ölçüde dışlama etkisi ortaya çıkmaktadır. Özel yatırımların dışlanmasında faizlerdeki artışın kilit rol oynadığı ifade edilebilir. Şöyle ki, faizlerdeki artış firmaları üretim ve yatırım yapmak yerine, kamu borçlanma senetleri satın alamaya yöneltebilir. Bu durum Türkiye ekonomisinde özellikle 1990'lı yıllar ve 2000'li yılların başı için geçerlidir.

DFSI politikasının reel ücretler üzerindeki etkisi pozitifdir ve bu etki ilk dört çeyrek süresince anlamlıdır. Bu politika senaryosunun özel yatırımlarda dışlamaya yol açtığı bulgusu göz önünde bulundurulduğunda, reel ücretlerdeki artışın arka planında kamu sektörünün iş gücü talebindeki artış yattığı ifade edilebilir. Fiyatların DFSI politikasına tepkisi pozitifdir ve bu tepki istatistiksel olarak anlamlıdır. Fiyatlardaki artış talepteki artıştan kaynaklanmamaktadır. Çünkü tüketim ve yatırımın bu politika senaryosuna tepkileri iç talepte önemli bir daralama olduğunu ortaya koymaktadır. Faiz oranı ve reel ücretlerin pozitif tepkileri dikkate alındığında, fiyatlardaki artışın maliyet temelli olduğu ifade edilebilir.

Sonuç olarak, DFSI politikası Türkiye'de ekonomik aktivitenin canlandırılmasında başarılı değildir. Bununla birlikte bu politikanın kısa ve orta dönemde yüksek faiz ve yüksek enflasyon gibi maliyetleri de vardır.



Şekil 30. Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Harcama Artışı Politikasının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri

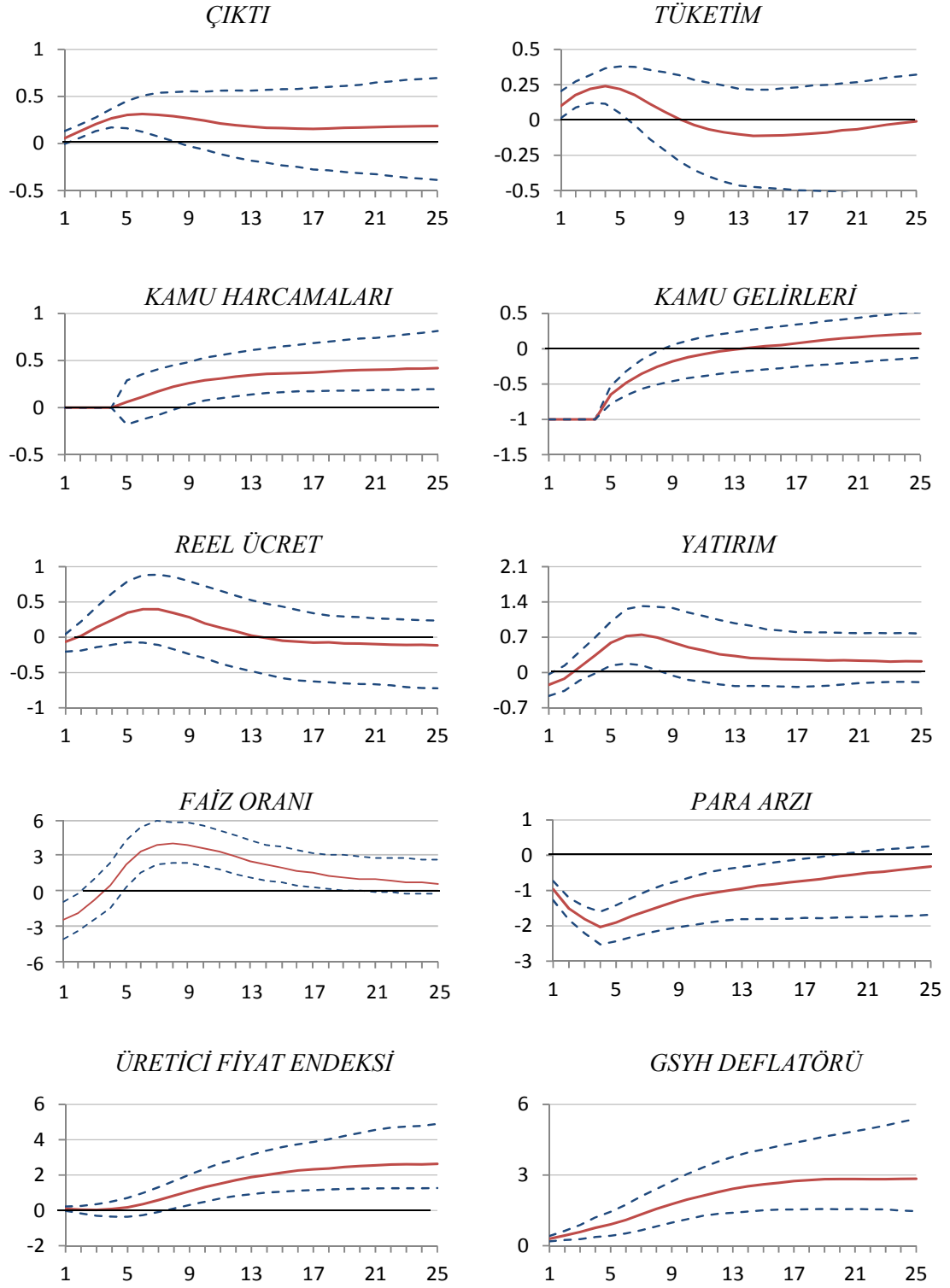
3.4.6.2. Bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi politikasının etkileri

DFTC politikasına makroekonomik değişkenlerin tepkileri Şekil 31’de gösterilmektedir. Bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikasının aksine, DFTC politikası ekonomik aktivitede canlanmaya yol açmaktadır. Bu politikanın ekonomik aktivite üzerindeki etkisi yaklaşık olarak iki yıl boyunca anlamlıdır. Çıktı, tüketim ve yatırımın söz konusu politika senaryosuna tepkileri ekonomik aktivitedeki canlanmayı açık bir şekilde ortaya koymaktadır. Vergi indirimi çıktıyı dokuz çeyrek boyunca anlamlı bir şekilde arttırırken, tüketimi beş çeyrek boyunca anlamlı bir şekilde arttırmaktadır. Bunun yanı sıra yatırımlarda etki anında bir azalma ortaya çıksa da, bu azalış üçüncü çeyrekte son bulmakta ve dördüncü çeyrekte itibaren yatırımlar anlamlı bir şekilde artmaktadır. Dolayısıyla vergi indiriminin çıktı üzerindeki genişletici etkisi tüketim ve yatırımdaki artıştan kaynaklanmaktadır.

Bu politika senaryosunun reel ücretler üzerindeki etkisi pozitifdir, ancak bu etki zayıf düzeyde anlamlıdır. Çıktı, tüketim ve yatırımın vergi indirimine tepkileri; reel ücretlerde meydana gelen artışın iş gücü talebindeki artıştan kaynaklanabileceğini göstermektedir. Bu politikanın faiz oranı üzerindeki etkisi de benzerdir: Faiz oranı başlangıçta azalsa da, daha sonraki dönemlerde önemli ölçüde artmaktadır. Çıktıdaki genişleme, reel para arzının azalması ve bütçe açığı, faiz oranındaki artışın potansiyel nedenleri olabilirler.

DFTC politikasının fiyatlar üzerindeki etkisi pozitifdir ve anlamlıdır. Bu etki kısa dönemde zayıf iken, orta dönemde daha güçlüdür. Bu politika sonucunda enflasyonist etkilerin ortaya çıkmasının nedenleri arasında iç talepteki genişleme, maliyetlerdeki artış ve bütçe açığı gösterilebilir.

Yukarıdaki paragraflarda değerlendirilen bulgular; geçici vergi indirimlerinin ekonomik aktivitede canlanmaya yol açmayacağını ifade eden Ricardocu Denklik Teorem’inin Türkiye’de geçerli olmadığını göstermektedir. Bu bulgular Keynesyen yaklaşım ve Solow modelin öngörülerıyla uyumludur. Dolayısıyla, geçici vergi indirimlerinin Türkiye ekonomisi üzerinde reel etkileri vardır.



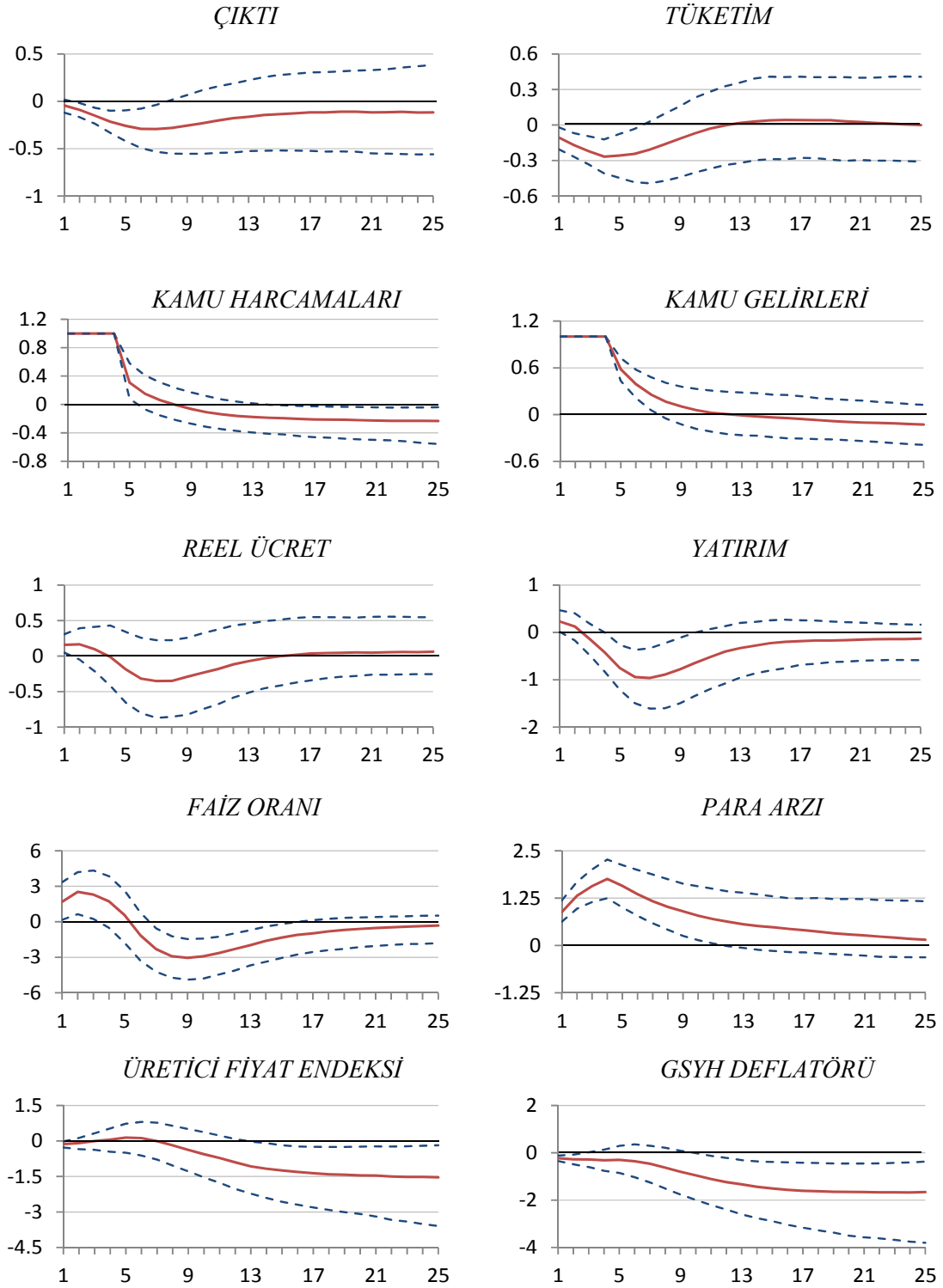
Şekil 31. Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Vergi İndirimi Politikasının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri

3.4.6.3. Denk bütçe harcama artışı politikasının etkileri

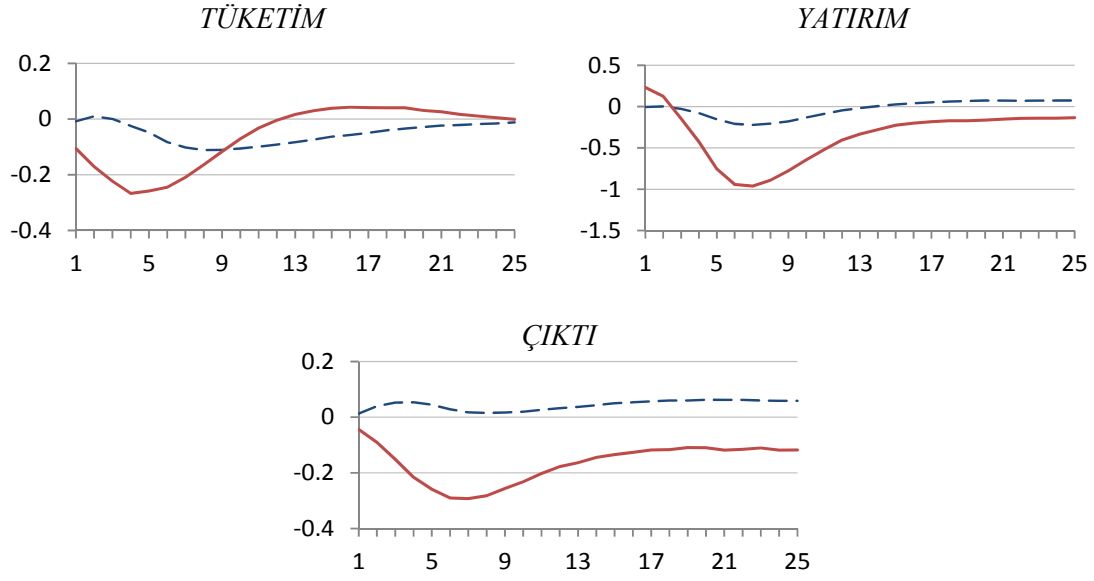
Şekil 32, BBSI politikasının makroekonomik değişkenlerin zaman patikaları üzerindeki etkisini göstermektedir. Bu politika senaryosuna çıktı, tüketim ve yatırımın tepkileri; denk bütçe harcama artışı politikasının ekonomik aktivitede önemli ölçüde bir daralmaya yol açtığını ortaya koymaktadır. BBSI politikasının çıktı ve tüketim üzerindeki anlık etkisi negatiftir ve bu etki ikinci yılda daha da derinleşmektedir. Çıktı üzerindeki etki yaklaşık iki yıl boyunca anlamlı iken, tüketim üzerindeki etki beş çeyrek boyunca anlamlıdır. Bu senaryonun yatırımlar üzerindeki etkisi ilk anda pozitif olsa bile, ikinci çeyrekten itibaren yatırımlarda dikkate değer bir dışlama etkisi ortaya çıkmaktadır. Bu etki yaklaşık olarak iki buçuk yıl boyunca anlamlıdır. İktisat teorisinde denk bütçe harcama artışının etkileriyle ilgili iki karşıt görüş vardır. Keynesyen yaklaşım bu politikanın ekonomik aktiviteyi canlandıracağını ileri sürerken, Neoklasik yaklaşım bu politika senaryosunun ekonomik aktivite üzerinde güçlü daraltıcı etkilere sahip olduğunu iddia etmektedir. Türkiye ekonomisine ait veriler kullanılarak ulaşılan bulgular Neoklasik yaklaşımın öngörülerıyla uyumludur.

Reel ücretler ve faiz oranının bu politika senaryosuna tepkileri benzerdir. Her iki değişkende başlangıçta artmakta, üçüncü çeyrekten itibaren ise azalmaktadır. Reel ücretlerin tepkisi zayıf düzeyde anlamlı iken, faiz oranının tepkisi bütün dönem boyunca anlamlıdır. Gerek reel ücretlerin gerekse de faiz oranının hareketinde ekonomik aktivitedeki daralma önemli rol oynamaktadır. Son olarak diğer politika senaryolarının aksine, BBSI politikası fiyatları anlamlı bir şekilde azaltmaktadır.

BBSI politikası ve DFSI politikasının çıktı, tüketim ve yatırım üzerindeki etkileri Şekil 33’de birlikte sunulmaktadır. Bu şekil kamu harcamalarındaki artışın ekonomik aktivite üzerindeki etkisinin seçilen finansman yöntemine bağlı olduğunu ortaya koymaktadır. Buna göre, kamu harcamalarındaki artış vergiyle finanse edildiğinde ekonomik aktivitede daralma ortaya çıkarken, bütçe açığı ile finanse edildiğinde ekonomik aktivite zayıf düzeyde canlanmaktadır.



Şekil 32. Denk Bütçe Harcama Artışı Politikasının Makroekonomik Değişkenler Üzerindeki Etkileri



Şekil 33. Vergi ve Bütçe Açığıyla Finanse Edilen Kamu Harcamalarındaki Artışın Ekonomik Aktivite Üzerindeki Etkilerinin Karşılaştırılması

Şekilde kırmızı renkli düz çizgi ilgili makroekonomik değişkenin vergiyle finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışa tepkisini gösterirken, mavi renkli kesikli çizgi ilgili değişkenin bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışına tepkisini temsil etmektedir.

3.4.6.4. Alternatif maliye politikası senaryolarının etkinliği

Alternatif maliye politikası senaryolarının etkinliğini ölçmek için her bir politika senaryosunun çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkisi hesaplanmıştır. İndirgenmiş kümülatif etkiler aşağıdaki formülden yararlanarak elde edilmiştir.

$$\text{k. gecikmedeki kümülatif tepki} = \sum_{j=1}^k \frac{1}{(1+r)^{(j-1)/4}} \cdot y_j$$

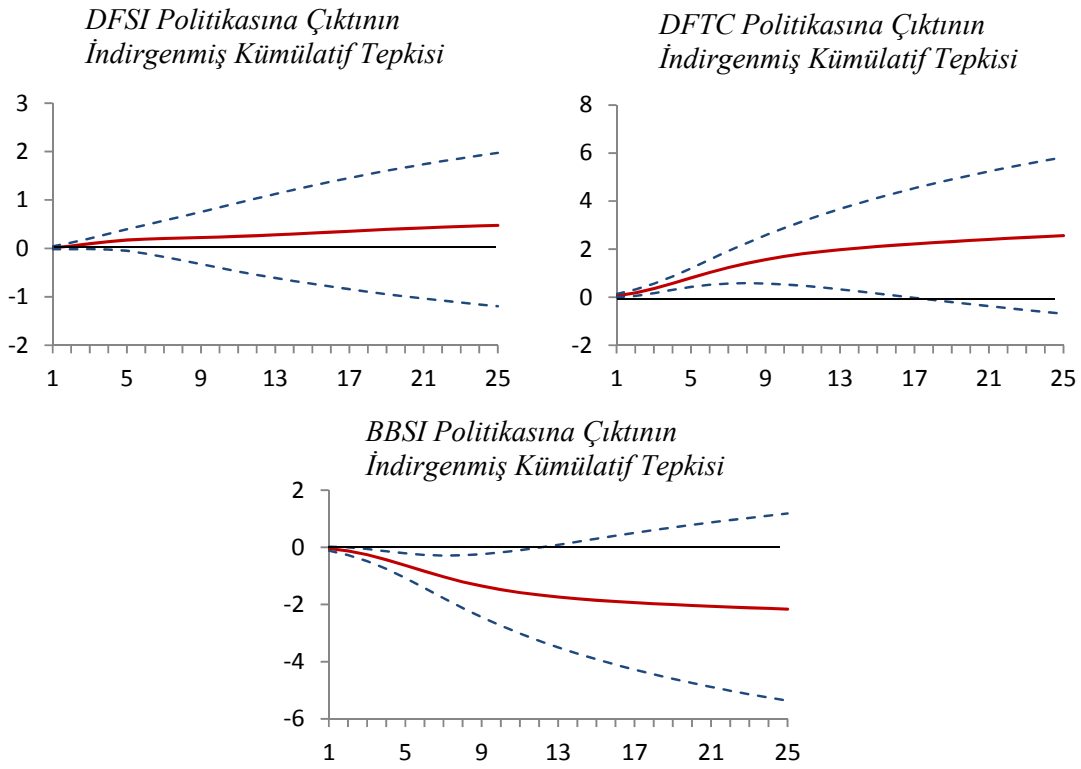
Burada r örneklem döneminin ortalama reel faiz oranını⁹², y_j çıktının ilgili maliye politikası senaryosuna j . dönemindeki tepkisini göstermektedir.

⁹² Her bir çeyrek dönem için reel faiz oranı hesaplanırken aşağıdaki formülden yararlanılmıştır.

$$r = [(1+i) / (1+\pi)] - 1$$

Burada r reel faiz oranı, i nominal faiz oranı ve π enflasyon oranıdır. Enflasyon oranı için GSYH deflatöründeki % değişim kullanılmıştır.

Reel faiz oranı yukarıdaki formül kullanılarak ele alınan dönem içindeki her bir çeyrek için hesaplanmıştır. Türkiye’de 1988:1-2010:4 döneminde ortalama reel faiz oranı 0,314413 olarak bulunmuştur. Her bir politika senaryosuna çıktının tepkisi bu reel faiz oranı kullanılarak indirgenmiştir.



Şekil 34. Alternatif Maliye Politikası Senaryoları için Çıktının İndirgenmiş Kümülatif Tepkileri

Her bir maliye politikası senaryosu için çıktının indirgenmiş kümülatif tepkisi Şekil 34’de sunulmaktadır. Bu şekle göre, Türkiye’de net bu günkü değer ifadelerle ekonomik aktivitenin canlandırılmasında en etkin politika stratejisi bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimidir. Vergi indirimi Türkiye ekonomisi üzerinde dikkate değer pozitif bir etkiye sahiptir ve bu etki bütün dönem boyunca istatistiksel olarak anlamlıdır. Buna karşın bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikasının çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkisi pozitif, ancak bu etki hem çok küçük hem de bütün dönem boyunca anlamsızdır. Son olarak denk bütçe harcama artışı politikasının çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkisi; bu politika senaryosunun Türkiye ekonomisini anlamlı bir şekilde daraltacağını ortaya koymaktadır.

Özetle, Türkiye’de ekonomik aktivitenin canlandırılmasında vergi indirimi kamu harcamalarındaki artıştan daha etkindir. Türkiye ekonomisine ilişkin makroekonomik veriler kullanılarak ulaşılan bu bulgu, Keynesyen yaklaşımdan ziyade Neoklasik yaklaşımla uyumludur. Keynesyen yaklaşım kamu harcamalarındaki artışın vergi indirimlerinden daha etkin olduğunu ileri sürerken, Neoklasik yaklaşım vergilerin güçlü

bozucu etkilere sahip olduğunu, bu nedenle önemli etkilerinin olacağını iddia etmektedir. Nitekim bütçe açığıyla finanse edilen kamu harcamalarındaki bir artışın daraltıcı etkilerinin olmamasına rağmen vergiyle finanse edilen harcama artışının güçlü daraltıcı etkilerinin olması, vergilerin Türkiye ekonomisinde önemli bozucu etkilerinin olduğunu göstermektedir. Sonuç olarak, denk bütçe harcama artışı ve bütçe açığıyla finanse edilen geçici vergi indirimine ilişkin bulgular, Solow modelin maliye politikasının etkilerine yönelik öngörleriyle uyumludur.

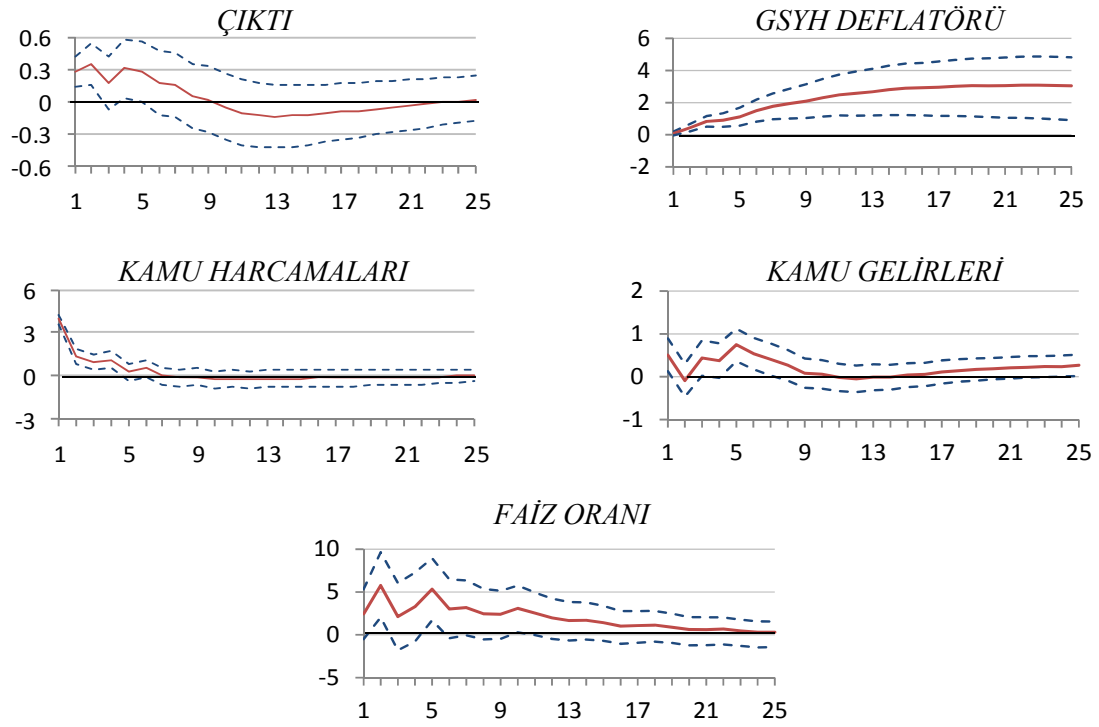
3.4.7. Dirençlilik analizi

Çalışmada ulaşılan bulguların dirençliliği farklı bir ayrıştırma yöntemi, farklı gecikme uzunlukları ve farklı bir dönem ele alınarak analiz edilmiştir. Öncelikle pür maliye politikası şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin benimsenen ayrıştırma yöntemine duyarlı olup olmadığı incelenmiştir. Bunun için maliye politikası şokları yinelemeli yaklaşım kullanılarak ayrıştırılmış ve kamu harcamaları ve gelirleri şoklarının etkileri ele alınmıştır. Yinelemeli yaklaşımda işaret kısıtı yaklaşımına göre daha küçük bir VAR modeli benimsenmektedir. Bu bağlamda yinelemeli yaklaşıma ilişkin literatür izlenerek beş değişkenli bir VAR modeli tahmin edilmiştir. Modelde yer alan değişkenlerin seçiminde bu yaklaşıma ilişkin literatür göz önünde bulundurulmuştur. Modele dahil edilen değişkenler şöyledir: Çıktı, kamu harcamaları, kamu gelirleri, GSYH deflatörü, faiz oranı. Faiz oranı hariç diğer değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Fatas ve Mihov (2001) takip edilerek değişkenler aşağıdaki şekilde sıralanmış ve dört gecikmeyle VAR modeli tahmin edilmiştir⁹³. Değişkenler durağanlıkları incelenmeden, doğrudan düzey değerleriyle modele dahil edilmişlerdir. Bu seçimde de ilgili literatür göz önünde bulundurulmuştur. Son olarak ele alınan dönem işaret kısıtı yaklaşımındaki ile aynıdır.

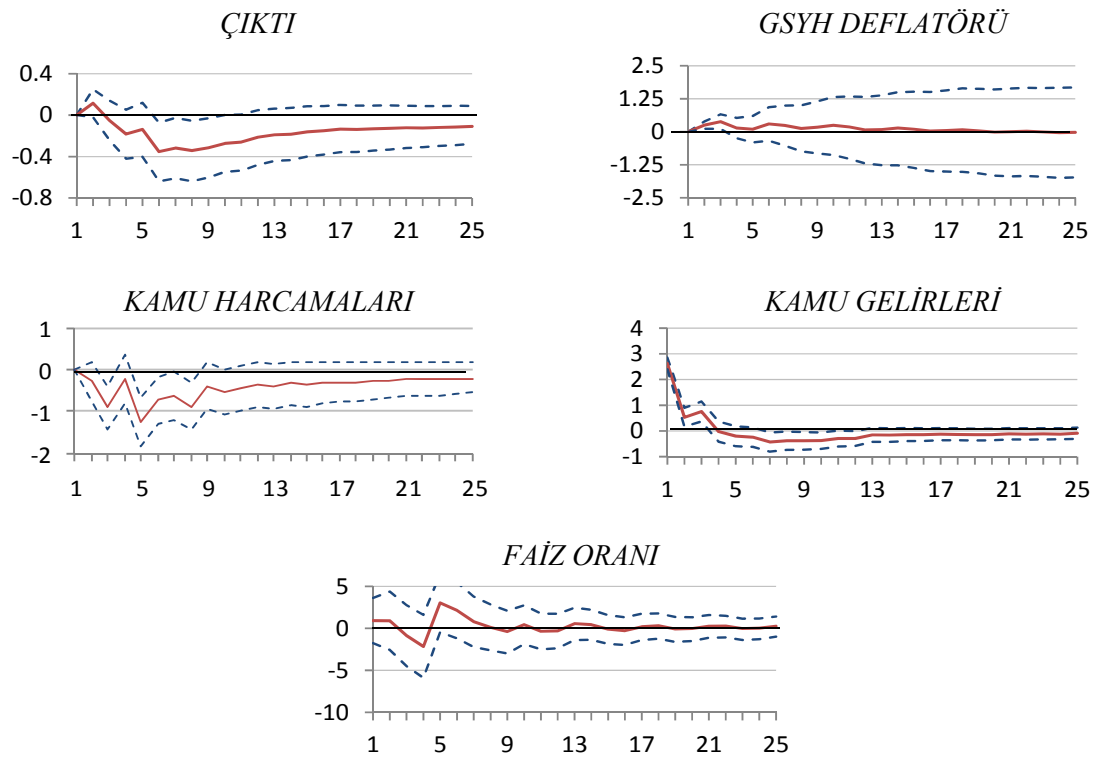
Kamu Harcamaları → Çıktı → GSYH Deflatörü → Kamu Gelirleri → Faiz Oranı

Yinelemeli yaklaşım kullanılarak ayrıştırılmış olan kamu harcamaları ve kamu gelirleri şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri Şekil 35 ve Şekil 36' da gösterilmektedir. Bu şekiller incelendiğinde, pozitif kamu harcamaları ve kamu

⁹³ Gecikme uzunluğu artıklarda otokorelasyon kalmayacak şekilde belirlenmiştir. Buradaki VAR modelinin boyutu daha küçük olduğu için büyük gecikmelerin tercih edilmesi ciddi sorunlar doğurmamaktadır.



Şekil 35. Pozitif Kamu Harcamaları Şokunun Etkileri (Yinelemeli Yaklaşım)



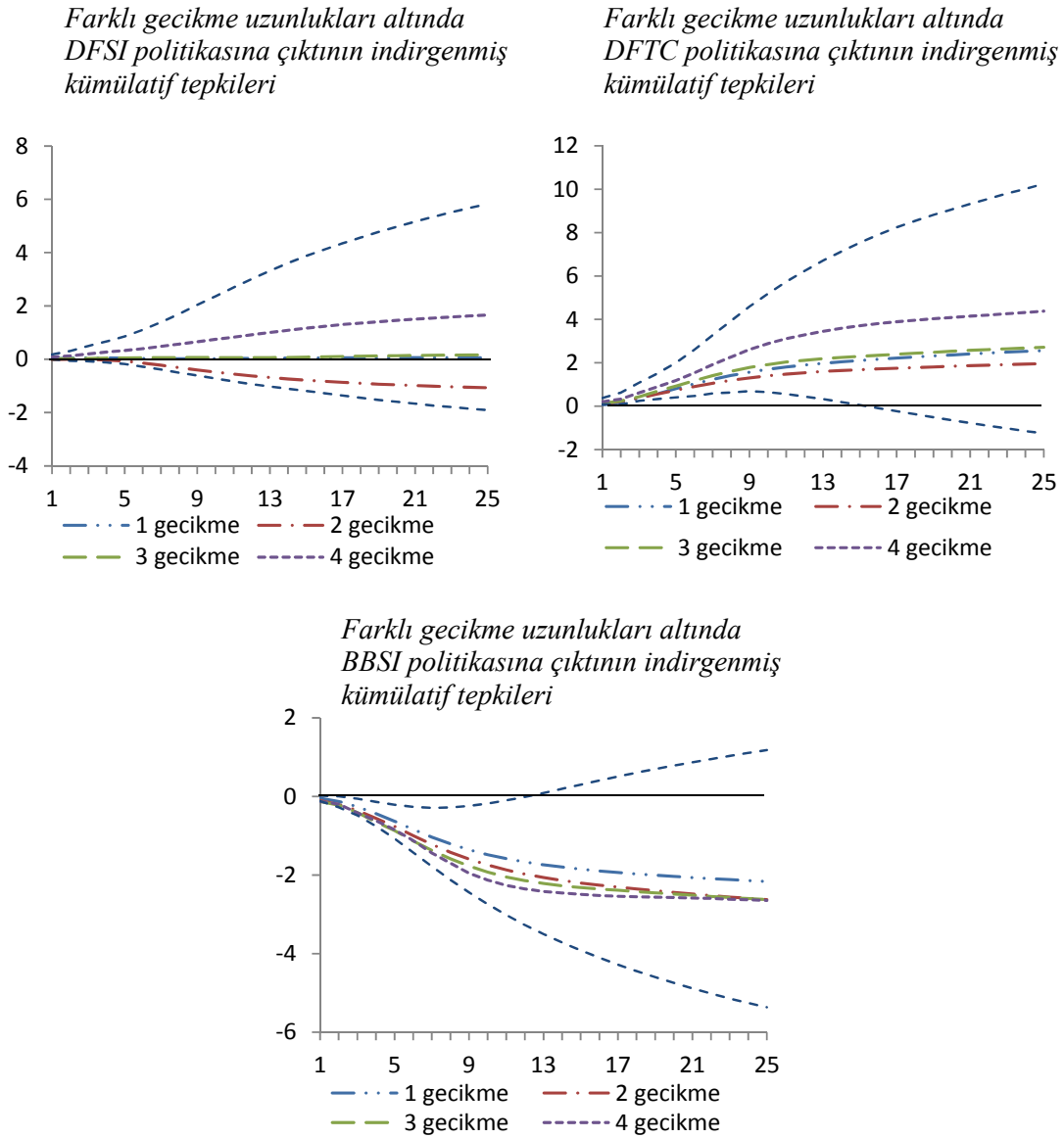
Şekil 36. Pozitif Kamu Gelirleri Şokunun Etkileri (Yinelemeli Yaklaşım)

gelirleri şoklarının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkilerinin, işaret kısıtı yaklaşımı kullanılarak ulaşılan etkilere oldukça benzer olduğu görülmektedir. Pozitif kamu harcamaları şoku çıktıyı ilk bir yıl için çıktıyı anlamlı bir şekilde ve zayıf düzeyde arttırırken, fiyatları ve faiz oranını önemli ölçüde arttırmaktadır. Pozitif kamu gelirleri şoku ise çıktıda daralmaya yol açmaktadır. Bu şokun fiyatlar ve faiz oranı üzerindeki etkisi işaret kısıtı yaklaşımından farklıdır. Yinelemeli yaklaşım, pozitif kamu gelirleri şokunun fiyatlar ve faiz oranı üzerinde anlamlı bir etkisin olmadığını ortaya koymaktadır. Buradan pür maliye politikası şoklarının etkileriyle ilgili bulguların, pozitif kamu gelirleri şokunun fiyatlar ve faiz oranı üzerindeki etkileri dışında, seçilen ayrıştırma yöntemine karşı dirençli olduğu ifade edilebilir.

Alternatif maliye politikası senaryolarının etkinliğine yönelik bulguların dirençliliği, farklı gecikme uzunlukları ve farklı dönem kullanılarak incelenmiştir. Bu doğrultuda öncelikle dört farklı gecikme uzunluğu için maliye politikası şokları ayrıştırılmış ve bu şokların doğrusal kombinasyonlarından maliye politikası senaryoları oluşturulmuştur. Her bir politika senaryosunun çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkisi farklı gecikme uzunlukları için Şekil 37’de sunulmuştur. Bu şekil bütün gecikme uzunlukları için en etkin politika stratejisinin bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğunu göstermektedir. Dolayısıyla Türkiye’de vergi indirimin harcama artışından daha etkin olduğu yönündeki bulgu gecikme uzunluğu seçimine karşı hayli dirençlidir. Bu şekle bağlı olarak belirtilmesi gereken diğer bir önemli husus bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikası ile ilgilidir. Bu politika senaryosunun çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkisi gecikme uzunluğuna duyarlıdır. Ancak her bir gecikme uzunluğu için elde edilen indirgenmiş kümülatif tepkilerin tamamı istatistiksel olarak anlamsızdır.

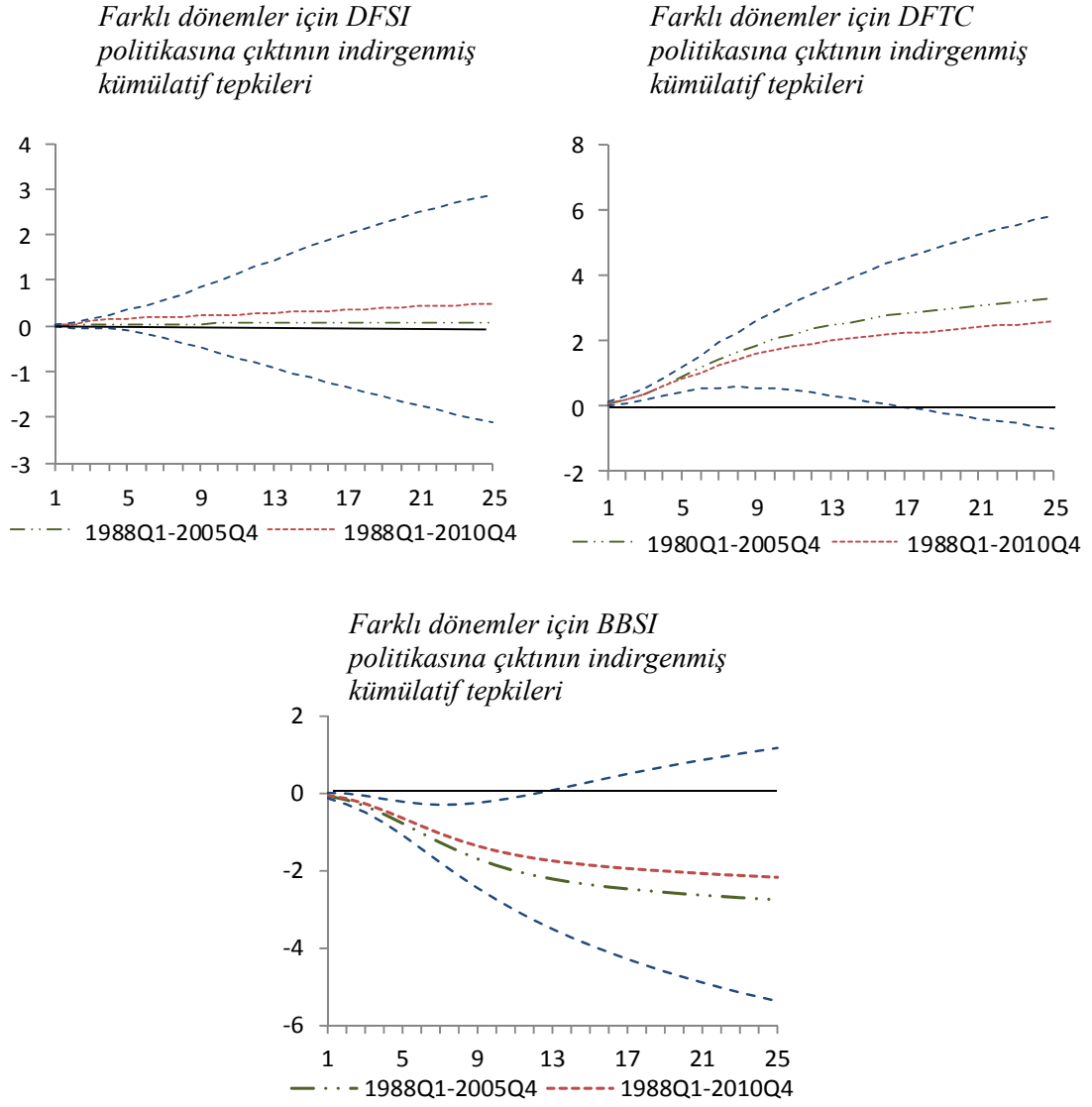
Alternatif maliye politikası senaryolarının etkinliğinin seçilen döneme bağlı olup olmadığı da incelenmiştir. Bu doğrultuda bütçeye ilişkin verilerdeki tanım değişikliği de göz önünde bulundurularak, 1988:1-2005:4 dönemi için maliye politikası senaryolarının çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif tepkisi tahmin edilmiş ve 1988:1-2010:4 dönemi ile karşılaştırılmıştır. Bu analiz bütçe verilerinde 2005 yılı sonrasında yapılan tanım değişikliğinin sonuçlar üzerinde anlamlı bir etkisinin olup olmadığını da ortaya çıkarması bakımından önemlidir. Şekil 38’de çıktının alternatif maliye politikası

senaryolarına indirgenmiş kümülatif tepkisi iki farklı dönem için gösterilmektedir⁹⁴. Bu şekil, her iki dönem için Türkiye’de en etkin maliye politikası stratejisinin bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğunu ortaya koymaktadır. Söz konusu şekilde ulaşılan diğer bir önemli sonuç, her iki dönemde de kamu harcamalarındaki artışın etkilerinin seçilen finansman biçimine bağlı olmasıdır. Borçla finansmanla kıyaslandığında, vergiyle finansman dikkate değer daraltıcı etkilere sahiptir.



Şekil 37. Alternatif Maliye Politikası Senaryolarının Gecikme Uzunluğu Seçimine Duyarlılığı

⁹⁴ 1988:1-2005:4 dönemi için ortalama reel faiz oranı 0.2084 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla bu dönem için çıktının tepkileri bu reel faiz oranı kullanılarak indirgenmiştir.



Şekil 38. Alternatif Maliye Politikası Senaryolarının Ele Alınan Döneme Duyarlılığı

Sonuç

Son dönemlerde gerek ekonomi bilimindeki araştırmacıların gerekse de politika yapımcıların cevap aradığı soruların büyük bir kısmı maliye politikasının etkileri ile ilgilidir: Kamu harcamalarının arttırılması ya da vergilerin indirilmesi ekonomik aktiviteyi canlandırır mı?, Ekonomik aktivitenin canlandırılmasında hangi araç daha etkindir: Harcama artışı mı, vergi indirimi mi?, Kamu harcamalarındaki artışın makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri, bu artışın finansmanı için seçilen yönteme bağlıdır? Bu ve benzeri sorularla birlikte hem akademik hem de politik camiada tartışmanın odağına maliye politikalarının etkinliği oturmuştur. Para politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkileri ile ilgili genel bir kanı oluşmuş olmasına rağmen, maliye politikasının makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri hem teorik hem de ampirik zeminde hala tartışılmaktadır. 2008 küresel krizi sonrasında pek çok ülkenin kamu harcamalarını arttırmaları ve vergileri indirmeleri ile birlikte bu tartışmalar daha da ateşlenmiştir. Bu bakımdan maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkilerinin analizi önem taşımaktadır.

Makro iktisat teorisi literatüründe maliye politikasının ekonomik aktivite üzerindeki etkileri makroekonomik modeller aracılığıyla teorik olarak ele alınmaktadır. Bu modeller Keynesyen, Klasik, Yeni Klasik, Yeni Keynesyen, Neoklasik gibi iktisadi ekoller tarafından geliştirilmektedir. Dolayısıyla iktisadi ekoller arasında maliye politikasına ilişkin tartışmalar makroekonomik modellerle sürdürülmektedir. Bu modeller mikro temelli olmayan makroekonomik modeller ve mikro temelli makroekonomik modeller olmak üzere iki gruba ayrılmaktadır. İlk grupta yer alan modeller aracılığıyla sürdürülen temel tartışma, maliye politikasının toplam talep aracılığıyla ekonomik aktiviteyi canlandırıp canlandırmayacağıdır. İkinci grupta yer alan modellerle sürdürülen tartışma ise maliye politikasının tüketim, istihdam ve reel ücret üzerindeki etkilerine yöneliktir.

Maliye politikasının etkilerinin ölçümüne yönelik ampirik literatür büyük ölçüde VAR yöntemine dayanmaktadır. Bu yöntem Sims (1980) tarafından ortaya atıldıktan sonra büyük ilgi görmüş ve makroekonomik politikaların analizinde standart araç haline gelmiştir. VAR yöntemiyle makroekonomik politikaların etkileri analiz edilirken üç ana aşama izlenir. Analize modelin belirlenmesi ve tahminiyle başlanır. İkinci aşamada

tahmin edilmiş modelin uygunluk sınamaları yapılır. Üçüncü ve son aşamada ise VAR yönteminin istatistiksel araçları kullanılarak ulaşılan sonuçlar yorumlanır. VAR literatüründe İndirgenmiş Form VAR Modeli ve Yapısal VAR modeli olmak üzere iki tür model mevcuttur. İndirgenmiş Form VAR Modelinde iktisat teorisi göz önünde bulundurulmaksızın; değişkenlerin model içerisinde sıralamasına dayalı olarak mekanik bir analiz yapılmaktadır. Yapısal VAR modelinde ise otoregresif katsayılar tahmin edildikten sonra, sistem üzerine teori ile uyumlu kısıtlar konularak yapısal şoklar ayrıştırılmaktadır.

VAR yönteminin ortaya çıktığı ilk yıllarda, bu yöntem ağırlıklı olarak para politikasının etkilerinin ölçümü için kullanılsa da, son dönemlerde maliye politikasının etkilerinin ölçümü için geliştirilmiş yaklaşımlar ve ilgili bir literatür oluşmuştur. VAR literatüründe maliye politikasının etkilerinin analizi için geliştirilmiş dört temel VAR yaklaşımı vardır. Bunlar kukla değişken, yinelemeli, SVAR ve işaret kısıtı yaklaşımlarıdır. Her bir VAR yaklaşımı maliye politikası şoklarının ayrıştırılması problemine farklı bir çözüm önerisi getirmektedir. Kukla değişken yaklaşımı maliye politikası şoklarının oluşturulacak olan bir kukla değişken kullanılarak ayrıştırılmasını önerirken, yinelemeli yaklaşım ve SVAR yaklaşımı sistem üzerine eş anlı sıfır kısıtları konulmasını önermektedir. Son olarak işaret kısıtı yaklaşımı etki tepkiler üzerine teoriyle uyumlu işaret kısıtları konularak maliye politikası şoklarının ayrıştırılması gerektiğini ileri sürmektedir.

Bu çalışmada maliye politikası şoklarının Türkiye ekonomisi üzerindeki etkileri VAR yöntemi ve işaret kısıtı yaklaşımı kullanılarak, 1988:1-2010:4 dönemi için incelenmiştir. Çalışmada ulaşılan bulgular şu şekilde özetlenebilir.

Çalışmada konjonktür şokunun kamu gelirlerinde anlamlı ve dikkate değer bir artışa neden olduğu, buna karşın para politikası şokunun mali değişkenler üzerinde önemli bir etkisinin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Pozitif konjonktür şokuyla birlikte kamu gelirlerinin önemli ölçüde artması; çıktı, tüketim ve yatırımdaki güçlü genişlemeyle birlikte vergi gelirlerinin artmasının bir sonucudur. Bu bulgudan hareketle Türkiye ekonomisine ilişkin maliye politikası analizi yapılırken, para politikası şokundan daha çok konjonktür şokundan kaynaklanan etkilerin dikkate alınması gerektiği ifade edilebilir. Başka bir ifadeyle, mali değişkenlerde konjonktürel hareketlerden

kaynaklanan etkiler kontrol edilmedikçe, maliye politikasının etkilerinin ölçümü anlamlı olmayacaktır.

Maroekonomik teorilerle uyumlu olarak pozitif kamu harcamaları şokunun çıktığı arttıracığı sonucuna ulaşılmıştır. Ancak çıktıdaki artışın boyutu oldukça küçüktür. Türkiye ekonomisinde kamu harcamalarındaki bir artışın çıktı üzerindeki genişletici etkisinin sınırlı olmasının iki potansiyel nedeni olabilir. Bu faktörler kamu yatırımlarının etkinsizliği ve kamu istihdamının verimsizliğidir. Bu yargı her ne kadar Türkiye ekonomisinin son dönemi için geçerli olmasa da, çalışmada ele alınan dönemin büyük bir bölümü için geçerlidir. Bunun yanısıra, çalışmada kamu harcamalarındaki artışın hem yatırımlar hem de tüketim üzerinde dışlayıcı etkilerinin olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Her iki değişkende dışlama etkisinin ortaya çıkmasında faiz oranlarının önemli ölçüde yükselmesi kilit rol oynamaktadır. Dolayısıyla faiz oranlarındaki yükseliş yatırımlar ve tüketimi dışlayarak, kamu harcamalarındaki artışın çıktı üzerindeki etkisini azaltmaktadır. Bu bulgu Neoklasik yaklaşımın öngörleriyle uyumludur. Son olarak, kamu harcamalarındaki artış kısa ve orta dönemde yüksek enflasyona neden olmaktadır. Burada fiyatların yükselmesi talepteki artıştan değil, kamu harcamalarındaki artışla birlikte faiz oranı ve reel ücretlerin yükselmesiyle birlikte maliyetlerdeki artıştan kaynaklanmaktadır.

Pozitif kamu gelirleri şokunun çıktığı, tüketimi ve yatırımı anlamlı bir şekilde azaltacağı sonucuna ulaşılmıştır. Özellikle, tüketimin pozitif kamu gelirleri şokuna anında ve önemli ölçüde azalarak reaksiyon göstermesi; Türkiye ekonomisinde dolaylı vergilerin ağırlıklı olmasının bir sonucudur. Pozitif kamu gelirleri şoku faiz oranı, reel ücret ve fiyatlarda azalmaya neden olmaktadır. Her üç değişkenin hareketinde iç talepteki daralama etkilidir.

Çalışmada beklenen kamu harcamaları ve kamu gelirleri şokunun makroekonomik değişkenler üzerindeki etkileri de ele alınmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, kamu harcamalarında beklenen bir artış duyuru etkisine bağlı olarak ilk bir yıl içinde ekonomik aktivitede daralmaya yol açmaktadır. İlk dört çeyrekte kamu harcamalarında herhangi bir değişim olmaksızın ekonomik aktivitede ortaya çıkan daralma, faizlerin gelecekte yükseleceği beklentisinin bir sonucudur. Kamu gelirlerindeki beklenen bir artış durumunda ise, beklenmeyen bir artışa göre, daha küçük etkiler ortaya çıkmaktadır.

Bu bireylerin ve firmaların tüketim, yatırım ve tasarruflarını, vergilerin gelecekte yükseleceğini göz önünde bulundurarak, dönemler arasında yaymalarının bir sonucudur.

Çalışmada kamu harcamaları ve kamu gelirleri şoklarının doğrusal kombinasyonları kullanılarak oluşturulan üç farklı maliye politikası senaryosunun ekonomik aktivite üzerindeki etkileri de analiz edilmiştir. Bu senaryolar sırasıyla bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı, bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi ve denk bütçe harcama artışıdır. İlk senaryoda bir yıl için kamu harcamalarının %1 artması ve kamu gelirlerinde herhangi bir değişim olmaması öngörülmektedir. İkincisinde, ilk dört çeyrekte kamu gelirlerinin %1 azaldığı ve kamu harcamalarının sabit olduğu varsayılmaktadır. Üçüncü ve son senaryoda ise, ilk dört çeyrekte hem kamu harcamaları hem de kamu gelirlerinin %1 artması öngörülmektedir. Bu politika senaryolarının etkilerine yönelik bulgular şöyledir.

Bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikasının Türkiye’de ekonomik aktivitenin canlandırılmasında etkin olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu senaryo çıktıda dikkate değer bir artışa yol açmamaktadır. Ancak bu politika uygulaması tüketim ve yatırımların önemli ölçüde dışlanmasına neden olmaktadır. Çıktının her iki bileşeni üzerinde görülen dışlama etkisinin temel nedeni; bu politika senaryosu uygulamaya konulduktan sonra faiz oranlarının önemli ölçüde yükselmesidir. Faiz oranlarındaki artış bir yandan hanehalklarını tüketimden caydırıp, kamu borçlanma senetleri alma yönünde teşvik ederken, diğer yandan firmaları üretim ve yatırım yapmak yerine kamu borçlanma senetleri almaya yöneltmektedir. Bu durum Türkiye ekonomisinde özellikle 1990’lı yıllar ve 2000’li yılların başı için geçerlidir.

Bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı politikasının Türkiye ekonomisine orta dönemde önemli maliyetleri olabilir. Şöyleki, bu politika senaryosu yürürlüğe konulduktan sonra, orta dönemde daha yüksek bir faiz oranı ve daha yüksek bir enflasyon düzeyi ortaya çıkmaktadır. Özetle, bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışının canlandırıcı etkileri yoktur. Buna ilaveten uzun dönemde sürdürülemez borç dinamiğine yol açabilecek yüksek bir faiz oranı ve ekonomide belirsizliğe yol açabilecek yüksek bir enflasyon oranı gibi maliyetleri vardır.

Denk bütçe harcama artışı politikası çıktı, tüketim ve yatırımda dikkate değer bir azalışa neden olmaktadır. Başka bir ifadeyle bu politika senaryosu ekonomik aktivitede önemli bir daralmaya neden olmaktadır. Bu bulgular ışığında, harcamalardaki artışın genişletici etkisinin vergilerdeki artışın daraltıcı etkisinden çok daha küçük olduğu ifade edilebilir. Türkiye’de vergi gelirleri içerisinde dolaysız vergilerin payının yüksek olması bunda etkilidir.

Bütçe açığıyla finanse edilen harcama artışı ve denk bütçe harcama artışına yönelik bulguların karşılaştırılması; kamu harcamalarındaki artışın finansman biçiminin önemli olup olmadığını ortaya koyması bakımından önemlidir. İlk politika senaryosunda finansman bütçe açığı ile sağlanırken, ikincisinde vergilerdeki artışla sağlanmaktadır. Çalışmada kamu harcamalarındaki artış vergiyle finanse edildiği durumda; ekonomik aktivitedeki daralmanın çok daha büyük olacağı sonucuna ulaşılmıştır. Dolayısıyla Türkiye’de kamu harcamalarındaki artışların finansman biçimi önem arz etmektedir. Bu bulgulardan hareketle, bütçe açıklarının vergi artışlarıyla finanse edilmesinin doğru bir yaklaşım olmayacağı ifade edilebilir.

Üçüncü ve son politika senaryosu olan bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi çıktı, tüketim ve yatırımda dikkate değer bir artışa neden olmaktadır. Bu bağlamda, söz konusu politika senaryosunun Türkiye’de ekonomik aktiviteyi önemli ölçüde canlandıracağı ifade edilebilir. Bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi reel ücretler, faiz oranı ve fiyatları anlamlı bir şekilde arttırmaktadır. Bu değişkenlerin reaksiyonunda çıktı, tüketim ve yatırımın artışıyla birlikte iç talebin genişlemesi ve oluşan bütçe açığı etkilidir.

Politika senaryolarının etkinliğini ölçmek amacıyla her bir politika senaryosunun çıktı üzerindeki indirgenmiş kümülatif etkisi de hesaplanmıştır. Çıktı üzerindeki etkiler, örneklem döneminin ortalama reel faiz oranı kullanılarak indirgenmiştir. Ulaşılan bulgular, ekonomik aktivitenin canlandırılması için en etkin politika stratejisinin bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğunu ortaya koymaktadır. Ayrıca kamu harcamalarındaki artışın etkilerinin seçilen finansman yöntemine göre farklılık göstereceği sonucuna da ulaşılmıştır. Buna göre, bütçe açığıyla finansmanın önemli bir daraltıcı etkisi yoktur. Buna karşın vergi artışıyla finansman dikkate değer daraltıcı etkilere sahiptir.

Çalışmada ulaşılan bulguların yöntem, gecikme uzunluğuna ve döneme göre dirençlilikleri incelenmiştir. Bu çerçevede, ilk olarak maliye politikası şokları yinelemeli yaklaşım kullanılarak ayrıştırılmış ve pozitif kamu harcamaları ve gelirleri şoklarının etkileri ele alınmıştır. Her iki şokun çıktı, faiz oranı ve fiyatlar üzerindeki etkisinin benzer olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Daha sonra dört farklı gecikme uzunluğu için indirgenmiş kümülatif etkiler elde edilerek, ulaşılan bulguların gecikme uzunluğu seçimine duyarlı olup olmadığı analiz edilmiştir. Bu analiz sonuçları, her bir gecikme uzunluğu için en etkin politika stratejisinin bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğunu göstermektedir. Son olarak iki farklı dönem için çıktının indirgenmiş kümülatif tepkileri elde edilerek ulaşılan bulguların seçilen döneme göre farklılık gösterip göstermediği incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar, en etkin politika stratejisinin her iki dönem içinde bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğunu ortaya koymaktadır.

Sonuç olarak, ekonomik aktivitenin canlandırılması için en etkin politika senaryosunun bütçe açığıyla finanse edilen vergi indirimi olduğu bulunmuştur. Dolayısıyla, politika yapıcılar gelecek dönemlerde oluşturacakları maliye politikasında, önceliği vergi indirimine vermelidirler. Bununla birlikte, kamu harcamaları arttırıldığında finansmanı bütçe açığıyla sağlanmalıdır. Çünkü vergi artışıyla finansman ekonomik aktivitede önemli ölçüde daralmaya yol açmaktadır.

Kaynakça

- Afonso, A. and Sousa, R. M. (2011). The macroeconomic effects of fiscal policy, *Applied Economics*, DOI:10.1080/00036846.2011.591732.
- Agenor, P.R. (2004). *The economics of adjustment and growth (Second edition)*. Cambridge: Harvard University Press.
- Amisano, G. ve Giannini, C. (1997). *Topics in structural VAR econometrics (Second Edition)*. Berlin: Springer.
- Arin, P.K. and Koray, F. (2006). Are some taxes different than others?. An empirical investigation of the effects of tax policy in Canada. *Empirical Economics*, 31(1), 183–193.
- Akaike, H. (1973). Information theory and an extension of the maximum likelihood principle. *2nd International Symposium on information Theory*. (Ed: B.N. Petrov and F. Csaki). Akademia Kiado: Budapest. 267-281
- Akaike, H. (1974). A new look at the statistical model identification. *IEEE Transactions on Automatic Control*, AC-19, 716–723.
- Badinger, H. (2006). Fiscal shocks, output dynamics and macroeconomic stability: an empirical assessment for Austria (1983–2002). *Empirica*, 33(5), 267-284.
- Barro, R.J. (1974). Are government bonds net wealth?. *Journal of Political Economy*, 82 (6), 1095–1117.
- Barro, R.J. (1981). Output effects of government purchases. *Journal of Political Economy*, 89(6), 1086-1121.
- Barro, R.J. (1989). The ricardian approach to budget deficits. *Journal of Economic Perspectives*, 3(2), 37-54.
- Barro, R.J. ve Sala-i Martin, X.I. (2004). *Economic growth (Second Edition)*. Cambridge, Massachusetts: MIT Press.
- Barro, R.J. (2010). *Intermediate MACRO*. Mason: South- Western Cengage Learning.

- Baxter, M. ve King, R.G. (1993). Fiscal policy in general equilibrium. *American Economic Review*, 83 (3), 315-334.
- Beetsma, R. (2008). A survey of the effects of discretionary fiscal policy. *Studier i finanspolitik*, No.2.
- Beetsma, R. ve Giuliodori, M. (2011). The effects of government purchases shocks: review and estimates for the EU. *The Economic Journal*, 121 (February), F4-F32.
- Bénassy-Quéré, A., Coeuré, B., Jacquet, P. ve Pisani-Ferry, J. (2010). *Economic policy: theory and practice*. New York: Oxford University Press.
- Bernanke, B.S. (1986). Alternative explanation of the money income correlation. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 25, 49-99.
- Berument, H. (2003). Treasury auction interest rates and economic performance in Turkey. Mimeo.
- Berument, H. and Doğan, B. (2004). The asymmetric effects of government spending shocks: empirical evidence from Turkey. *Journal of Economic and Social Research*, 6 (1), 33-51.
- Berument, H.; Dogan, N. ve Tansel, A. (2009). Macroeconomic policy and unemployment by economic activity: evidence form Turkey. *Emerging Markets Finance and Trade*. 45 (3), 21-34.
- Bilbiie, F., Meier, A. and Müller, G. J. (2008). What accounts for the changes in U.S. fiscal policy transmission? *Journal of Money Credit and Banking*, 40 (7), 1439–1470.
- Bjørnland, H. C. (2000). VAR models in macroeconomic research. statistics. *Norway Research Department*, 2000/14.
- Blanchard, O.J. (1981). Output, the stock market, and interest rates. *American Economic Review*. 71 (1), 132-43.
- Blanchard, O.J. (1985). Debt, deficits and finite horizon. *The Journal of Political Economy*, 93 (2), 223-247.

- Blanchard, O.J. ve Fisher, S. (1989). *Lectures on macroeconomics*. Cambridge: MIT Press.
- Blanchard, O. ve Quah, D. (1989). The dynamic effects of aggregate demand and supply disturbances. *American Economic Review*. 79 (4), 655-673.
- Blanchard, O.J. ve Perotti, R. (2002). An Empirical characterization of the dynamic effects of changes in government spending and taxes on output. *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), 1329-1368.
- Blinder, A. ve Solow, R.M. (1973). Does fiscal policy matter?. *Journal of Public Economics* 2, 319-337.
- Boudjellaba, H.; Dufour, J.M. ve Roy, R. (1992). Testing causality between two vectors in multivariate autoregressive moving average models. *Journal of American Statistical Association*, 87 (420), 1082-1090.
- Boukez, H. ve Rebei, N. (2007). Why does private consumption rise after a government spending shock?. *Canadian Journal of Economics*. 40 (3). 954-979.
- Buiter, W.H. (1981). Time preference and international lending and borrowing in an overlapping generations model. *Journal of Political Economy*. 89, 769-797.
- Burnside, C., Eichenbaum, M. and Fisher, J. (2004). Fiscal shocks and their consequences. *Journal of Economic Theory*, 115 (1), 89–117.
- Breitung, J. (2000). Structural inference in cointegrated vector autoregressive models, Habilitationsschrift, Humboldt-Universität zu Berlin.
- Breitung, J.; Brüggemann, R. ve Lütkepohl, H. (2004). Structural vector autoregressive modeling and impulse responses. *Applied time series econometrics*. (Ed: H. Lütkepohl ve M. Kratzig) Cambridge: Cambridge University Press. 159-221.
- Brooks, C. (2008). *Introductory econometrics for finance (2nd Edition)*. New York: Cambridge University Press.
- Buchanan, J. M. (1976). Perceived wealth in bonds and social security: a comment. *Journal of Political Economy*, 84(2), 337–342.

- Caldara, D. and Kamps, C. (2008). What are the effects of fiscal policy shocks? A VAR based comparative analysis. European Central Bank Working Paper 877 (March).
- Caldara, D. ve Kamps, C. (2010). The analytics of the sign restriction approach to shock identification: a framework for understanding the empirical macro puzzles. Mimeo.
- Caldara, D. (2011). Essays on empirical macroeconomics. Basılmamış Doktora Tezi. European Central Bank.
- Canova, F. (1995). The Economics of VAR models. *Macroeconometrics: developments, tensions and prospects*. (Ed. K.D. Hoover). Boston: Kluwer Academic Publisher. 57-97
- Canova, F. (1999). Vector autoregressive model: specification, estimation, inference and forecasting. *Handbook of applied econometrics: volume 1 macroeconomics*. (Ed. M.H. Pesaran and P. Schmidt). MA: Blackwell. 73-138.
- Canova, F. ve De Nicoló, G. (2002). Monetary disturbances matter for business fluctuations in the G-7. *Journal of Monetary Economics*, 49(6), 1131-1159.
- Canova, F. and Pina, J. (2005). What VARs tell us about DSGE models?. *New trends in macroeconomics* (Ed: C. Diebolt ve C. Krystou). New York: Springer. 89-124.
- Canova, F. (2007). *Methods for applied macroeconomic research*. Princeton: Princeton University Press.
- Carlin, W. ve Soskice, D. (2006). *Macroeconomics: imperfections, institutions and policies*. New York: Oxford University Press.
- Chitturi, R. V. (1974). Distribution of residual autocorrelations in multiple autoregressive schemes. *Journal of the American Statistical Association*. 69(348), 928–34.
- Clements, M.P. ve Hendry, D.F. (1995). Forecasting in cointegrated systems. *Journal of Applied Econometrics*. 10(2), 127–146.

- Cooley, T. F. ve Leroy, S. F. (1985). Atheoretical macroeconometrics: A critique. *Journal of Monetary Economics*. 16 (3), 283-308.
- Cooley, T. F. ve Dwyer, M. (1998). Business cycle analysis without much theory: a look at structural VARs. *Journal of Econometrics*. 83 (1-2), 57-88.
- Cover, J.P., Enders, W. ve Hueng, C.J. (2006). Using the aggregate demand – aggregate supply model to identifying structural demand-side and supply-side shocks: results using a bivariate VAR. *Journal of Money, Credit and Banking*. 38 (3), 777-790.
- Cromwell, J. B.; Labys, W. C. ; Hannan , M. J.; Terraza, M. (1994). *Multivariate tests for time series models*. Sage University Paper Series on Quantitative Applications in the Social Sciences, 07-100, CA:Sage.
- Çebi, C. (2010). The effects of fiscal policy shocks on output in Turkey: SVAR analysis. *İktisat, İşletme ve Finans*, 25 (290), 9-34.
- Çebi, C. ve Özlale, Ü. (2011). Türkiye’de yapısal bütçe dengesi ve mali duruş. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası, Çalışma Tebliği, No:11/11.
- Darvas, Z. (2007). Sign restrictions are more robust than long-run restrictions in structural VARS. EEA-ESEM 2007 Congress.
- De Castro, F. (2003). Non-Keynesian effects of public expenditure in Spain, *Applied Economics Letters*, 10 (10), 651-655.
- De Castro, F. (2006). The macroeconomic effects of fiscal policy in Spain, *Applied Economics*, 38 (8), 913-924.
- De Castro, F. and De Cos, P. (2008). The economic effects of fiscal policy: the case of Spain. *Journal of Macroeconomics*, 30 (3), 1005–1028.
- Diebold, F. X. (1998). The past, present, and future of macroeconomic forecasting. *Journal of Economic Perspectives*, 12 (2), 175-92.
- Doan, T. A. (1992). RATS User's Manual. Version 4. Estima, Evanston.

- Dornbusch, R. Fischer, S. ve Startz, R. (2008). *Macroeconomics* (Tenth Edition). New York: McGraw-Hill.
- Dornik, J. ve Hansen, H. (1994). An omnibus test for univariate and multivariate normality. Discussion Paper: Nuffield Collage Oxford.
- Dufour, J.-M. ve Renault, E. (1998). Short-run and long-run causality in time series: Theory. *Econometrica*. 66 (5), 1099–1125.
- Durlauf, S.N. ve Blume, L.E. (2010). *Macroeconometrics and time series analysis*. New York: Palgrave Macmillan.
- Edelberg, W., Eichenbaum, M. and Fisher, J. (1999). Understanding the effects of shocks to government purchases. *Review of Economic Dynamics* 2, 166–206.
- Eichenbaum, M. ve Singleton, K.I. (1986). Do Equilibrium Real Business Cycle Theories Explain Postwar U.S. Business Cycles?. *NBER Macroeconomic Annual*. (Ed: S. Fisher) Cambridge: MIT Press. 91-135.
- Eichenbaum, M. and Fisher, J. (2005). Fiscal policy in the aftermath of 9/11. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 37 (1), 1-22.
- Eisner, R. (1989). Budget deficits: rhetoric and reality. *Journal of Economic Perspective*. 3 (2), 73-93.
- Enders, W. (2010). *Applied econometric time series* (Third Edition). New York: Wiley.
- Enders W. ve Hurn, S. (2007). Identifying aggregate demand and supply shocks in a small open economy. *Oxford Economic Papers*. 59 (3): 411-429.
- Engle, R. F. ve Granger, C. W. J. (1987). Co-integration and error correction: Representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55 (2), 251-276.
- Engle, R.F. ve Yoo, B.S. (1987). Forecasting and testing in cointegrated systems. *Journal of Econometrics*. 35(1), 143–159.
- Eskenen, L. (2009). The Role for Counter-Cyclical Fiscal Policy in Singapore. *IMF Working Paper* No. 09/8.

- Fatás, A. ve Mihov, I. (2001). The Effects of fiscal policy on consumption and employment: theory and evidence. *CEPR Discussion Papers* 2760.
- Faust, J. (1998). The Robustness of identified VAR conclusions about money. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 49 (Dec), 207-244.
- Fontana, G. (2009). The transmission mechanism of fiscal policy: a critical assessment of current theories and empirical methodologies. *Journal of Post Keynesian Economics*, 31 (4), 587-604.
- Gali, J., Vallés, J. ve Lopez-Salido, J.D. (2007). Understanding the effects of government spending on consumption. *Journal of European Economic Association*. 5 (1), 227-270.
- Gwartney, J.D., Stroup, R.L., Sobel, R.S. ve Macpherson, D.A. (2011). *Macroeconomics: private and public choice* (13th edition). Mason: South- Western Cengage Learning.
- Giordano, R., Momigliano, S., Neri, S. and Perotti, R. (2007). The effects of fiscal policy in Italy: Evidence from a VAR model. *European Journal of Political Economy* 23, 707–733.
- Giavazzi, F. ve Pagano M. (1990). Can Severe Fiscal Contractions Be Expansionary? Tales of Two Small European Countries. *NBER Macroeconomics Annual*. (Ed: Blanchard, O. J. and S. Fischer). Cambridge: MIT Press.
- Gorth, C. (2010). *Lecture notes in macroeconomics*. mimeo.
- Güloğlu, B. (2005). Vektör otoregresif modellerin etki tepki fonksiyonlarının güven aralıklarının güvenilirliği. VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu.
- Greene, W. (2007). *Econometric analysis* (Sixth Edition). New Jersey: Prentice Hall.
- Granger, C. W. J. (1969). Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*. 37 (3), 424-438.
- Granger, C.W.J., Newbold, P. (1986). *Forecasting Economic Time Series (2nd edition)*. Academic Press.

- Hafer, R. W. ve Sheehan, R. G. (1991). Policy inference using VAR models. *Economic Inquiry*. 29 (1), 44-52.
- Hall, R. (1980). Labor supply and aggregate fluctuations. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 12, 7-33.
- Hamilton, J. (1985). Historical causes of postwar oil shocks and recessions. *The Energy Journal*, 6 (1), 97-116.
- Hamilton, J. D. (1994). *Time series analysis*. Princeton: Princeton University Press.
- Hannan E.J. and Quinn B.G.(1979). The determination of the order of an autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, B41, 190–195.
- Hansen, L. P. and Sargent, T. J. (1980). Formulating and estimating dynamic linear rational expectations models. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2 (1), 7-46.
- Hansen, L.P. (2004). An interview with Christopher A Sims. *Macroeconomic Dynamics*. 8, 273–294.
- Hatemi-J, A. (1999). Essays on the use of VAR models in macroeconomics, Thesis in Econometrics, Department of Economics, Lund University, Sweden.
- Hatemi-J, A. (2001) Time-series econometrics applied to macroeconomic issues, Jonkoping International Business School's Dissertation Series Nr. 007, Jonkoping University, Sweden.
- Hatemi-J, A. (2003). A new method to choose optimal lag order in stable and unstable VAR models, *Applied Economics Letters*. 10 (3), 135-137.
- Hatemi-J, A. ve Hacker, R. S. (2009). Can the LR test be helpful in choosing the optimal lag order in the VAR model when information criteria suggest different lag orders?. *Applied Economics*. 41 (9), 1121-1125.
- Hacker, S. & Hatemi-J, A. (2009). LagOrder: GAUSS module to determine the optimal lag order in the VAR model based on Information Criteria. Statistical Software Components G00008, Boston College Department of Economics.

- Hacker, S. & Hatemi-J, A. (2010). LRAPP: GAUSS module to calculate multivariate IC with the LR test used in conflict to determine the optimal lag order in a VAR model. Statistical Software Components G00010, Boston College Department of Economics.
- Hebous, S. (2011). The effects of discretionary fiscal policy on macroeconomic aggregates: a reappraisal. *Journal of Economic Survey*, 25 (4), 674-707.
- Heijdra, B.J. (2010). *Foundation of modern macroeconomics* (Second Edition). Oxford: Oxford University Press.
- Hemming, R., Kell, M. ve Mahfouz, S. (2002). The Effectiveness of fiscal policy in stimulating economic activity--a review of the literature. *IMF working paper*, No: 02/208.
- Hendry, D. F. (2004). Causality and exogeneity in non-stationary economic time series. *New Directions in Macromodelling*. (Ed: A.Welfe). Amsterdam: Elsevier.21-48.
- Hiller, B. (1991). *The Macroeconomic debate: models of the closed and open economy* (Second Edition).Cambridge:Blackwell.
- Hoffman, D. L. ve Rasche, R. H. (1996). Assessing forecast performance in a cointegrated system. *Journal of Applied Econometrics*. 11 (5), 495-517.
- Hoover, K. D. (1988). *The New classical macroeconomics: a skeptical inquiry*. Oxford: Basil Blackwell.
- Hoover, K. D. (1995). The Problem of macroeconometrics. *Macroeconometrics: developments, tensions and prospects*.(Ed. K.D. Hoover).Boston: Kluwer Academic Publisher.1-12.
- Hosking, J. R. M. (1980). The multivariate portmanteau statistic. *Journal of the American Statistical Association*. 75 (371), 343–86.
- Hurvich, C.M. and Tsai, Chih-Ling (1993). A corrected Akaike information criterion for vector autoregressive model selection. *Journal of Time Series Analysis*, 14 (3), 271-279.

- Ivanov, V. ve Kilian, L. (2005). A practitioner's guide to lag order selection for VAR impulse response analysis. *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics*, 9 (1), 1-34.
- Johansen, S.(1988). Statistical analysis of cointegration vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*. 12 (2-3), 231-254.
- Johansen, S. ve Juselius, K. (1990). Maximum likelihood estimation and inference on cointegration--with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*. 52 (2), 169-210.
- Johnston, J. ve Dinardo, J. (1997). *Econometric methods* (Fourth Edition). New York: McGraw-Hill.
- Kamal, M. (2010). Empirical investigation of fiscal policy shocks in the UK. *The Empirical Economics Letters*, 9 (4), 1-12.
- Kennedy, P. (2008). *A guide to econometrics (Sixth Edition)*. MA: Blackwell Publishing.
- Kilian, L. (1998). Small-sample confidence intervals for impulse response functions. *The Review of Economics and Statistics*. 80 (2). 218-230.
- Kilian, L. ve Demiroglu, U. (2000). Residual-based tests for normality in autoregressions: asymptotic theory and simulation evidence. *Journal of Business & Economic Statistics*. 18 (1), 40-50.
- Kilian, L. ve Pao-Li, C. (2000). How accurate are confidence intervals for impulse responses in large VAR models?. *Economics Letters*. 69 (3), 299-307.
- Kilian, L. (2001). Impulse response analysis in vector autoregressions with unknown lag order. *Journal of Forecasting*. 20 (3), 161-79.
- Koop, G., Pesaran, M.H. ve Potter, S.M. (1996). Impulse response analysis in nonlinear multivariate models. *Journal of Econometrics*, 74 (1), 119–147.

- Kopcke, R.W., Tootell, G.M.B. ve Triest, R.K. (2006). *The Macroeconomics of fiscal policy*. Cambridge: MIT Press
- Krugman, P. ve Wells, R. (2011). *Makro iktisat* . (Çev:F. Oğuz, M. Murat Aslan, K. Ali Akkemik ve Koray Göksal). Ankara: Palme Yayıncılık.
- Kutnner, K.N. and Posen, A.S. (2002). Fiscal policy effectiveness in Japan. *Journal of the Japanese and International Economies* 16, 536-558.
- Lawrence J. C. ve Ljungqvist, L. (1987). Money does Granger-cause output in the bivariate output-money relation. *Staff Report 108*, Federal Reserve Bank of Minneapolis.
- Leamer, E. E. (1985). Vector autoregressions for causal inference. In understanding monetary regime. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*.(Ed: K. Brunner and A. H. Meltzer) Springer:Amsterdam: North-Holland.Vol. 22.
- Lucas, R. E. (1976). Econometric policy evaluation: a critique. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 1, 19-46.
- Lucas, R.E. ve Sargent, T.J.(1981). After Keynesian macroeconomics. *Rational Expectations and Econometric Practice*.(Ed: R.E. Lucas and T.J. Sargent). Minneapolis: University of Minnesota Press.295-320.
- Lütkepohl, H. (1990). Asymptotic distributions of impulse response functions and forecast error variance decompositions of vector autoregressive models. *The Review of Economics and Statistics*. 72 (1), 116-25.
- Lütkepohl, H. (1991). *Introduction to multiple time series analysis* (Second Edition). Berlin: Springer.
- Lütkepohl, H. ve Proskitt, D. (1991). Estimating orthogonal impulse responses via vector autoregressive models. *Econometric Theory*. 7 (4), 487-496.
- Lütkepohl, H. ve Reimers, H.E. (1992). Impulse response analysis of cointegrated systems. *Journal of Economic Dynamics and Control*.16 (1),53-78.

- Lütkepohl, H. (2001). Vector autoregressions. *A companion to theoretical econometrics*. (Ed: B.H. Baltagi). MA: Blackwell Publishing. 678-699.
- Lütkepol, H. (2004). Vector autoregressive and vector error correction models., *Applied time series econometrics*.(Ed: H.Lütkepohl ve M.Kratzig).Cambridge: Cambridge University Press. 86-158
- Lütkepohl, H. (2005). *New introduction to multiple time series analysis*. Berlin: Springer.
- Lütkepohl, H. (2007). Vector autoregressive models. *Palgrave handbook of econometrics: econometric theory*. (Ed: T.C. Mills and K. Patterson). London: Macmillan. 477-510.
- Lütkepohl, H. (2009). Econometric analysis with vector autoregressive models. *Handbook of computational econometrics*.(Ed: D.A.Belsley ve E.J. Kontoghiorghe). New York: Wiley. 281-320.
- Lütkepohl, H. (2010a). Impulse response function. *Macroeconometrics and time series analysis*. (Ed: S.N. Durlauf ve L.E. Blume). New York: Palgrave Macmillan. 145-150.
- Lütkepohl, H. (2010b). Variance decomposition. *Macroeconometrics and time series analysis*. (Ed: S.N. Durlauf ve L.E. Blume). New York: Palgrave Macmillan. 369-371.
- McGrattan, Ellen R. (2008). Real business cycles. *The new Palgrave dictionary of economics* (Second Edition). (Ed. Steven N. Durlauf ve Lawrence E. Blume). The New Palgrave Dictionary of Economics Online. Palgrave Macmillan. 02 January 2009 http://www.dictionaryofeconomics.com/article?id=pde2008_R000047 doi:10.1057/9780230226203.1399
- Mankiw, N.G. (2000). The savers–spenders theory of fiscal policy. *American Economic Review*. 90 (2), 120–125.

- Mertens, K. and Ravn, M. (2011). Understanding the aggregate effects of anticipated and unanticipated tax policy shocks. *Review of Economic Dynamics*, 14 (1), 27-54.
- Mittnik, S. ve Zdrozny, P. A. (1993). Asymptotic distributions of impulse responses, step responses, and variance decompositions of estimated linear dynamic models. *Econometrica*. 61 (4), 857-870.
- Miyazaki, T. (2010). The effects of fiscal policy in the 1990s in Japan: A VAR analysis with event studies. *Japan and the World Economy* 22, 80–87.
- Mountford, A. ve Uhlig, H. (2009). What are the effects of fiscal policy shocks?. *Journal of Applied Econometrics*, 24 (6), 960-992.
- Naka, A. ve Tufte, D. (1997). Examining impulse response functions in cointegrated systems. *Applied Economics*. 29 (12), 1593–1603.
- Ohanian, L. E. (1988). The spurious effects of unit roots on vector autoregressions : A Monte Carlo study. *Journal of Econometrics*. 39 (3), 251-266.
- Pappa, E. (2009). The effects of fiscal shocks on employment and real wages. *International Economic Review* .50 (1), 217–244.
- Pagan, A. (1995). Three econometric methodologies: An update. Ed: L. Oxley, D. A. R.
- Pappa, E. (2010). Government Spending Multipliers: An international comparison.
- Patterson, K. (2000). *An introduction to applied econometrics: a time series approach*. New York: Palgrave.
- Perotti, R. (2004). Estimating the effects of fiscal policy in OECD countries. Working Papers 276, IGIER.
- Perotti, R. (2007). In search of the transmission mechanism of fiscal policy. *NBER Working Paper*, No. 13143

- Perry, G.L. and Schultze, C.L. (1993). Was this recession different ? Are they all different ?. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1, Brookings Institution, 145-211.
- Pesaran, H. H. ve Shin, Y. (1998). Generalized impulse response analysis in linear multivariate models. *Economics Letters*, 58 (1), 17-29.
- Pesaran, B. ve Pesaran, H.H. (2010). *Time Series Econometrics using Microfit 5.0*. Oxford: Oxford University Press.
- Qin, D. (2010). Rise of VAR modelling approach. *Journal of Economic Surveys*, no. doi: 10.1111/j.1467-6419.2010.00637.x.
- Quinn, B.G. (1980). Order determination for a multivariate autoregression. *Journal of the Royal Statistical Society*, B42, 182–185.
- Ramey, A. and Shapiro, M.D. (1998). Costly capital reallocation and the effects of government spending. *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy* 48, 145–194.
- Ramey, V. A. (2011). Identifying government spending shocks: It's all in the timing. *The Quarterly Journal of Economics*, 126 (1), 1-50.
- Ramsey, F. (1928). A mathematical theory of saving. *The Economic Journal*. 38 (152), 543-559.
- RATS 8.0 Reference Manual, (2010). Estima, Evanston.
- RATS 8.0 User's Guide, (2010). Estima, Evanston.
- Ricuitti, R. (2003). Assessing ricardian equivalence. *Journal of Economic Surveys*, 17 (1), 55-78.
- Romer, C.D. and Romer, D. (1994). What Ends Recessions?. *NBER Macroeconomics Annual 1994* (Ed: Blanchard, O. J. and S. Fischer). Cambridge: MIT Press.

- Romer, C.D. and Romer D. (1989). Does monetary policy matter? A new test in the spirit of Friedman and Schwartz. *Economics Working Papers*, 89-107, University of California at Berkeley.
- Romer, C.D. (2009). Fiscal policy and economic recovery. *Business and Economics*, 44 (3), 132-136.
- Romer, C. and Romer, D. (2010). The macroeconomic effects of tax changes: estimates based on a new measure of fiscal shocks. *American Economic Review* 100, 763–801.
- Romer, D. (2012). *Advanced Macroeconomics* (Fourth Edition). New York: McGraw-Hill.
- Runkle, D. E. (1987). Vector autoregressions and reality. *Journal of Business & Economic Statistics*. 5 (4), 437-442.
- Sargent, T. J. and Wallace N. (1975). Rational expectations, the optimal monetary instrument, and optimal money supply rule. *Journal of Political Economy*. 83 (2), 241-254.
- Sargent, T. J. and Sims C. A. (1977). Business cycle modelling without pretending to have too much a priori economic theory. *New methods in business cycle research: proceedings from a conference*. (Ed. C.A. Sims). Federal Reserve Bank of Minneapolis. 45-109.
- Sargent, T.J. (1980). Rational expectations and the reconstruction of macroeconomics. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, 4 ,15–19.
- Schart, W.M. (1996). *Macroeconomics: An introduction to advanced methods* (Second Edition). Canada: Harcourt Brace and Company.
- Seater.J.J., (1993). Ricardian equivalence. *Journal of Economic Literature*. 11 (2), 142-190.
- Seymen, A. (2009). Business cycle analysis with structural vector autoregressions: four applications. *Yayınlanmamış Doktora Tezi*. Hamburg: University of Hamburg.

- Shapiro, M. ve Watson, M. (1988). Sources of business cycles fluctuations. *NBER Macroeconomics Annual 1988*. (Ed: S. Fisher). MIT Press. 111-148.
- Sheffrin, S. M. (2002). Fiscal Policy: role of. *An encyclopedia of macroeconomics*.(Ed. B. Snowdon and H. R. Vane).Cheltenham: Edward Elgar Publishing. 243-247.
- Shone, R. (2008). *Dinamik iktisadi çözümleme: faz diyagramları ve iktisadi uygulamaları*. (Çev:M. Sarımeşeli ve Ş. Açıkgöz). Ankara: Gazi Kitabevi.
- Simkins, S. (2002). Lucas Critique. *An encyclopedia of macroeconomics*.(Ed:B. Snowdon and H. R. Vane).Cheltenham: Edward Elgar Publishing.440-444.
- Sims, C. A. (1972). Money, income, and causality. *American Economic Review*, 62 (4), 540-552.
- Sims, C. A. (1980). Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48 (1), 1-48.
- Sims, C.A. (1981). An autoregressive index model for the U.S. 1948-1975. *Large- scale macro- econometric models* (Ed: J. Kmenta ve J.B. Ramsey).Amsterdam: North-Holland.283-287.
- Sims,C.A. (1986). Are forecasting models usable for policy analysis?. *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Reviews*.3-16.
- Sims, C. A., Stock, J. H. ve Watson, M. W. (1990). Inference in linear time series models with some unit roots. *Econometrica*. 58 (1), 113-44.
- Sims, C. A. ve Zha, T. (1999). Error bands for impulse responses. *Econometrica*, 67 (5), 1113-1156.
- Snowdon, B. and Vane, H. R. (2005). *Modern macroeconomics: Its origins, development and current state*. Cheltenham: Edward Elgar Publishing.
- Solow, R. M. (1956). A Contribution to the theory of economic growth. *The Quarterly Journal of Economics*, 70 (1), 65-94.
- Solow, R.M. (2007). The Last 50 Years in Growth Theory and the Next 10. *Oxford Review of Economic Policy*, 24 (1), 3-14.

- Spanos, A. (2007). Econometrics in Retrospect an Prospect. *Palgrave Handbook of Econometrics: Econometric Theory*.(Ed: T.C. Mills and K. Patterson). London: Macmillan.3-58.
- Spencer, D.A. (1989). Does money matter? The robustness of evidence from vector autoregressions. *Journal of Money, Credit, and Banking*. 21 (4) , 442-454.
- Stock, J.H. and Watson, M.W. (2001). Vector autoregressions. *Journal of Economic Perspectives*. 15 (4), 101-115.
- Tenhofen, J., Wolff, G. and Heppke-Falk, K.(2010). The macroeconomic effects of exogenous fiscal policy shocks in Germany: A disaggregated SVAR analysis. *Journal of Economics and Statistics*, 230 (3), 328-355.
- Toda, H.Y. ve Phillips, P.C.B. (1993). Vector autoregressions and causality. *Econometrica*. 61 (6), 1367-93.
- Toda, H.Y. ve Phillips, P.C.B. (1994). Vector autoregressions and causality: A theoretical overview and a simulation study. *Econometric Reviews*. 13 (2), 259-285.
- Tsay, R.S. (2010). *Analysis of financial time series (Third Edition)*. New Jersey :Wiley.
- Turnovsky, S.J. (1977). *Macroeconomic analysis and stabilization policy*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Uhlig, H. (2005). What are the effects of monetary policy on output? Results from an agnostic identification procedure, *Journal of Monetary Economics*, 52 (2), 381-419.
- Valadkhani, A. (2004). History of macroeconometric modelling: lessons from past experience. *Journal of Policy Modelling*, 26(2004),265-281.
- Walsh, C. E. (2010). *Monetary theory and policy (Third Edition)*. Cambridge: MIT Press.
- Yay, T. (1996). Ricardocu denklik teoremi. *İşletme ve Finans Ansiklopedisi*. 1342-1348.

Yetkiner, H. (2011). *Sorularla makroiktisat*. Ankara: Efil Yayınevi.

Yıldırım, K., Karaman, D. ve Taşdemir, M. (2010). *Makroekonomi* (Dokuzuncu Baskı).
Ankara: Seçkin Yayınevi.