

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ'NİN SEKTÖREL BAZDA ANALİZİ:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

DOKTORA TEZİ

Sinem KOÇAK

MAYIS – 2019

TRABZON

KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ * SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

DOKTORA PROGRAMI

**LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİ'NİN SEKTÖREL BAZDA ANALİZİ:
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

DOKTORA TEZİ

Sinem KOÇAK

Tez Danışmanı: Prof. Dr. Rahmi YAMAK

MAYIS – 2019

TRABZON

ONAY

Sinem KOÇAK tarafından hazırlanan “Lucas Değişkenlik Hipotezi’nin Sektörel Bazda Analizi: Türkiye Örneği” bu Çalışma 05.07.2019 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliği / oyçokluğu ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından Ekonometri Anabilim Dalı Doktora Programı’nda **doktora tezi** olarak kabul edilmiştir.

Jüri Üyesi		Karar		İmza
Unvanı – Adı ve SOYADI	Görevi	Kabul	Ret	
Prof. Dr. Rahmi YAMAK	Başkan	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Prof. Dr. Nebiye YAMAK	Üye	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Prof. Dr. Hilal YILDIZ	Üye	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Doç. Dr. Serdar KURT	Üye	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	
Doç. Dr. Zehra ABDİOĞLU	Üye	<input checked="" type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduklarını onaylarım.

Prof. Dr. Yusuf SÜRMEŒEN
Enstitü Müdürü

BİLDİRİM

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca KTÜ – Sosyal Bilimler Enstitüsü Tez Yazım Klavuzu'na uygun olarak hazırlanan bu çalışmada yararlanılan kaynakların tümüne eksiksiz atıf yapıldığını, aksinin ortaya çıkması durumunda her tür yasal sonucu kabul edeceğimi beyan ederim.

Sinem KOÇAK
21.05.2019

ÖNSÖZ

Phillips eğrisi ile başlayan toplam talep politikalarının reel ekonomik aktiviteyi etkileme potansiyeli hakkındaki tartışmalar iktisat literatüründeki popülaritesini halen daha sürdürmektedir. Rasyonel Beklentiler Hipotezi (REH) ile eksik bilgi modeli temeline dayanan Lucas tipi Phillips eğrisinin enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasında kurduğu teorik ilişki enflasyon-çıktı ödünleşmesinin izlenen toplam talep politikalarından bağımsız olarak gerçekleşmeyeceğini göstermektedir. Literatürde toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişki Lucas değişkenlik hipotezi olarak adlandırılmaktadır. Bu çalışmada Lucas değişkenlik hipotezinin Türkiye örneği için geçerliliğini ekonominin ana sektörleri olan tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri bazında toplulaştırılmamış veriler kullanarak karşılaştırmalı olarak test edilmesi amaçlanmıştır. Ayrıca çalışmada talep şoklarının yanı sıra Froyen ve Waud (1984) modeli ile arz şoklarının sektörlere ait reel değişkenler üzerindeki etkileri de incelenmiştir.

Akademik eğitimim boyunca, değerli bilgileri, zamanı ve katkıları ile her zaman bana büyük destek veren, bana her türlü imkanı sağlayan ve akademik hayatıma yön veren danışmanım Sayın Prof. Dr. Rahmi YAMAK' a sonsuz şükranlarımı sunarım.

Ayrıca, değerli katkı ve eleştirileri için tez jüri üyesi Sayın Prof. Dr. Hilal YILDIZ'a, gerek yüksek lisans gerekse de doktora eğitimimde değerli bilgi birikimi ile akademik hayatıma katkı sağlayan ve manevi ilgisini hiçbir zaman esirgemeyen tez jüri üyesi Sayın Prof. Dr. Nebiye YAMAK' a, olumlu görüşleri ve desteği için tez jüri üyesi Sayın Doç. Dr. Serdar KURT'a, gerek manevi ilgisi ve gerekse de değerli bilgi birikimi ile benden hiçbir zaman yardımlarını esirgemeyen ve her zaman yanımda olan tez jüri üyesi Sayın Doç. Dr. Zehra ABDİOĞLU' na, değerli zamanlarını ayırıp, tezimin daha iyi olabilmesi için katkı ve önerilerini sunan saygıdeğer arkadaşlarım Doç. Dr. Havvanur Feyza ERDEM'e, Arş. Gör. Selim Koray DEMİREL'e ve Can SAĞLAM'a teşekkürlerimi bir borç bilirim. Son olarak, yaşamım boyunca her zaman ve her koşulda yanımda olan, hiçbir zaman desteklerini esirgemeyen, hayatımın en değerli varlıkları aileme sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

Mayıs, 2019

Sinem KOÇAK

İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ.....	IV
İÇİNDEKİLER	V
ÖZET.....	VIII
ABSTRACT	IX
TABLolar LİSTESİ.....	X
GRAFİKLER LİSTESİ.....	XII
KISALTMALAR LİSTESİ.....	XIII
GİRİŞ	1-5

BİRİNCİ BÖLÜM

1. RASYONEL BEKLENTİLER VE PHİLLİPS EĞRİSİ	6-21
1.1. Rasyonel Beklentiler Hipotezi	6
1.2. Eksik Bilgi Modeli	10
1.2.1. Lucas'ın Eksik Bilgi Modeli	11
1.2.2. Üreticinin Fiyat Düzeyi Hakkındaki Bilgisi ve Tahmini	12
1.3. Lucas Değişkenlik Hipotezi'nin Teorik Altyapısı.....	16

İKİNCİ BÖLÜM

2. LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİNE İLİŞKİN LİTERATÜR TARAMASI.....	22-42
2.1. Ülkeler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar	22
2.2. Tek Ülkeli Çalışmalar	35
2.3. Endüstriler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar	41

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ, EKONOMETRİK MODEL VE YÖNTEM.....	43-69
3.1. Veri Seti	43

3.1.1. Konjonktürel Çıktının Elde Edilmesi	46
3.1.1.1. Doğrusal Trend Modeli	47
3.1.1.2. Karesel Trend Modeli.....	47
3.1.1.3. Yapısal Kırılmalı Doğrusal Trend Modeli	47
3.1.1.4. Yapısal Kırılma ve Etkileşim Değişkenli Doğrusal Trend Modeli	47
3.1.1.5. Yapısal Kırılmalı Karesel Trend Modeli.....	47
3.1.2. Tarım Sektörü İçin Konjonktürel Çıktı Serisinin Elde Edilmesi.....	48
3.1.3. Sanayi Sektörü İçin Konjonktürel Çıktı Serisinin Elde Edilmesi	50
3.1.4. Hizmetler Sektörü İçin Konjonktürel Çıktı Serisinin Elde Edilmesi	53
3.2. Ekonometrik Model.....	55
3.2.1. Orijinal Lucas Modeli	55
3.2.2. Froyen ve Waud Modeli.....	56
3.2.2.1. Lucas Etkisi	59
3.2.2.2. Arz Yanlı Şokların Etkisi	59
3.2.2.3. Friedman Etkisi ve Enflasyon Değişkenliği.....	60
3.2.2.4. Modelin Ampirik Spesifikasyonu	61
3.2.2.5. Toplam Talep ve Arz Değişkenliklerinin Ölçümü	61
3.2.2.6. Toplam Talep Büyümesinin Trendden Arındırılması	62
3.2.2.7. Arz Şoklarında Otokorelasyon	62
3.2.2.8. Uyarılama Gecikmesi	63
3.2.2.9. Tahmin Spesifikasyonu	63
3.2.2.10. Enflasyon Değişkenliği	64
3.3. Ekonometrik Süreç ve Yöntem	65
3.3.1. Ekonometrik Süreç.....	65
3.3.2. Ekonometrik Yöntem	67
3.3.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon Sistemi	67

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR.....	70-102
4.1.Tanıtıcı İstatistikler	70

4.1.1. Konjonktürel Çıktı Serilerinin İstatistiksel Özellikleri.....	71
4.1.2. Toplam Talep Şokları Serilerinin İstatistiksel Özellikleri.....	74
4.1.3. Toplam Arz Şokları Serilerinin İstatistiksel Özellikleri.....	79
4.2. Birim Kök Test Bulguları.....	81
4.3. Tahmin Yöntemi Bulguları	84
4.3.1. Orijinal Lucas Modeli Bulguları	84
4.3.1.1. Tarım Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli EKK Çözüm Sonuçları	85
4.3.1.2. Sanayi Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli EKK Çözüm Sonuçları	86
4.3.1.3. Hizmetler Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli EKK Çözüm Sonuçları.....	87
4.3.1.4. Tarım Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli SUR Çözüm Sonuçları.....	89
4.3.1.5. Sanayi Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli SUR Çözüm Sonuçları	90
4.3.1.6. Hizmetler Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli SUR Çözüm Sonuçları	91
4.3.2. Froyen ve Waud Modeli Bulguları.....	93
4.3.2.1 Tarım Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli EKK Yöntemi Çözüm Sonuçları.....	94
4.3.2.2. Sanayi Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli EKK Yöntemi Çözüm Sonuçları.....	95
4.3.2.3. Hizmetler Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli EKK Yöntemi Çözüm Sonuçları	97
4.3.2.4. Tarım Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli SUR Çözüm Sonuçları.....	99
4.3.2.5. Sanayi Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli SUR Çözüm Sonuçları.....	100
4.3.2.6. Hizmetler Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli SUR Çözüm Sonuçları....	101
SONUÇ VE ÖNERİLER.....	103
YARARLANILAN KAYNAKLAR.....	108
EKLER.....	113
ÖZGEÇMİŞ.....	119

ÖZET

Toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişki Lucas değişkenlik hipotezi olarak adlandırılmaktadır. Lucas (1973)'a göre rasyonel beklentiler altında mevcut bilgi setinden en iyi şekilde yararlanan ekonomik bireyler sistematik politika uygulamalarının sonuçlarını doğru tahmin ederek, hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanımamaktadır. Bu durumda enflasyon-çıktı ödünleşmesinin ancak ve ancak kısa dönemde ve sadece şok politika uygulamalarıyla ortaya çıkabileceğini savunan Lucas, bu savını hem teorik temelleri hem de ampirik sonuçlarıyla birlikte 1973 yılı çalışmasında kanıtlamıştır. Enflasyon-çıktı ödünleşmesi büyüklüğünün uygulanan toplam talep politikalarındaki değişimlerin varyansındaki artıştan veya azalıştan bağımsız olmadığını iddia eden değişkenlik hipotezi, şüphesiz ki rasyonel beklentiler hipotezi ile eksik bilgi modeli bileşiminin en önemli önermesi olarak karşımıza çıkmaktadır.

Bu çalışmanın amacı Lucas değişkenlik hipotezini 2003-2018 dönemi itibariyle Türkiye ekonomisinin ana sektörleri olan tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri için En Küçük Kareler (EKK) ve Zellner'in Görünürde İlişkisiz Denklem Sistemi (SUR) yöntemleri aracılığıyla test etmektir. Ayrıca çalışmada talep şoklarının yanı sıra Froyen ve Waud (1984) modeli çerçevesinde arz şoklarının sektörlere ait reel değişkenler üzerindeki etkileri de incelenmiştir. Elde edilen bulgular, orijinal Lucas modeli aracılığıyla test edilen değişkenlik hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu göstermiştir. Froyen ve Waud modelinden elde edilen sonuçlar ise sadece dolar kuru şokları ile temsil edilen arz şoklarının hizmetler sektörü üzerinde reel bir etki yaratabildiğini ortaya koymuştur.

Anahtar Sözcükler: Toplam Talep Şokları, Toplam Arz Şokları, Enflasyon-Çıktı Ödünleşmesi, SUR.

ABSTRACT

The negative relationship between the variance of aggregate demand shocks and the inflation-output tradeoff parameter is called the Lucas variability hypothesis. According to Lucas (1973), economic agents who use all available information efficiently under rational expectations do not allow the inflation-output tradeoff in both short and long run by predicting properly the results of systematic policy. In this case, Lucas who asserted that inflation-output tradeoff can only occur in the short run and only through shock policy proved this hypothesis both theoretical and empirical in his 1973 study. The variability hypothesis, which claims that the magnitude of inflation-output tradeoff is not independent of the increase or decrease in the variance of changes of aggregate demand policies, is undoubtedly the most important proposition of the rational expectation hypothesis and incomplete information model.

The purpose of this study is to test the Lucas variability hypothesis by using EKK and SUR for agriculture, industry and service sectors of Turkey at the period of 2003-2018. The empirical findings support the existence of the Lucas variability hypothesis for Turkey. In addition, the effects of the supply shocks on real variables were examined within the scope of Froyen and Waud (1984) model. The results of this study support the variability hypothesis tested by using original Lucas for the case of Turkey. The results obtained from the Froyen and Waud model show that supply shock represented by exchange rate can only have a real impact on the service sector.

Keywords: Demand Shock, Supply Shock, Inflation-Output Tradeoff, SUR.

TABLolar LİSTESİ

Tablo Nr.	Tablo Adı	Sayfa Nr.
1	Değişkenlerin Tanımı.....	44
2	Değişkenler İçin Kısaltmalar	45
3	Tarım Sektörü için Optimal Spesifikasyonun Seçimi.....	49
4	Sanayi Sektörü için Optimal Spesifikasyonun Seçimi.....	52
5	Hizmetler Sektörü için Optimal Spesifikasyonun Seçimi.....	54
6	Tanıtıcı İstatistikler	71
7	Birim Kök Test Sonuçları	83
8	Tarım Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin EKK Çözüm Sonuçları.....	85
9	Sanayi Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin EKK Çözüm Sonuçları.....	86
10	Hizmetler Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin EKK Çözüm Sonuçları.....	87
11	Orijinal Lucas Modeli EKK Yöntemi Test Sonuçları	88
12	Tarım Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin SUR Çözüm Sonuçları	90
13	Sanayi Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin SUR Çözüm Sonuçları	90
14	Hizmetler Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin SUR Çözüm Sonuçları	91
15	Orijinal Lucas Modeli SUR Yöntemi Test Sonuçları.....	92
16	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)...	94
17	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku).....	95
18	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)..	96
19	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku).....	97
20	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)	98
21	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku).....	98
22	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku) ...	99
23	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku).....	100
24	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)	100
25	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku).....	101

26	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku).....	101
27	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku).....	102
28	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans).....	114
29	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)	114
30	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans).....	115
31	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)	115
32	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans).....	116
33	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)	116
34	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans).....	117
35	Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)	117
36	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans).....	117
37	Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)	118
38	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans).....	118
39	Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)	118

GRAFİKLER LİSTESİ

Grafik Nr.	Grafik Adı	Sayfa Nr.
1	Üreticinin Fiyat Bilgisine Bağlı Olarak Gerçekleştirdiği Çeşitli Fiyatlar Genel Düzeyi Tahminleri.....	14
2	Tarım Sektörü Reel Çıktısında Yapısal Kırılma	48
3	Tarım Sektörünün Konjonktürel Çıktısı.....	50
4	Sanayi Sektörü Reel Çıktısında Yapısal Kırılma	51
5	Sanayi Sektörünün Konjonktürel Çıktısı.....	52
6	Hizmetler Sektörü Reel Çıktısında Yapısal Kırılma	53
7	Hizmetler Sektörünün Konjonktürel Çıktısı	55
8	Hizmetler Sektörüne Ait Konjonktürel Çıktı	72
9	Sanayi Sektörüne Ait Konjonktürel Çıktı	73
10	Tarım Sektörüne Ait Konjonktürel Çıktı.....	74
11	Toplam Talep Şokları Değişkenliği	75
12	Tarım Sektörü Toplam Talep Şokları.....	76
13	Sanayi Sektörü Toplam Talep Şokları.....	78
14	Hizmetler Sektörü Toplam Talep Şokları	79
15	Ham Petrol ve Doğal Gaz Fiyat Endeksi ile Temsil Edilen Arz Şokları.....	80
16	Dolar Kuru ile Temsil Edilen Arz Şokları.....	81

KISALTMALAR LİSTESİ

ADF	: Augmented Dickey-Fuller – Genişletilmiş Dickey-Fuller
AB	: Avrupa Birliği
ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
EKK	: En Küçük Kareler
FIML	: Full Information Maximum Likelihood - Tam Bilgi Maximum Olabilirlik
GEG	: Güçlü Ekonomiye Geçiş
GEKK	: Genelleştirilmiş En Küçük Kareler
GMM	: Generalized Method of Moments – Genelleştirilmiş Momentler Metodu
GSMH	: Gayri Safi Milli Hasıla
GSYİH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
KPSS	: Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin
KTÜ	: Karadeniz Teknik Üniversitesi
LVH	: Lucas Variability Hypothesis – Lucas Değişkenlik Hipotezi
MAE	: Mean Absolute Error - Ortalama Mutlak Hata
MAPE	: Mean Absolute Percentage Error - Ortalama Mutlak Yüzde Hata
PP	: Phillips-Perron
REH	: Rational Expectation Hypothesis - Rasyonel Beklentiler Hipotezi
RMSE	: Root Mean Square Error – Kök Ortalama Karesel Hata
SIC	: Schwarz Information Criteria – Schwarz Bilgi Kriteri
SUR	: Seemingly Unrelated Regression Model – Görünürde İlişkisiz Regresyon Modeli
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TCMB-EVDS	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
TEFE	: Toptan Eşya Fiyat Endeksi
TL	: Türk Lirası
TÜFE	: Tüketici Fiyat Endeksi
ÜFE	: Üretici Fiyat Endeksi
VAR	: Vector Autoregression Model – Vektör Otoregresif Model
VECMVAR	: Vector Error Correction Vector Autoregression Model - Vektör Hata Düzeltme Vektör Otoregresif Model
ZA	: Zivot-Andrews

GİRİŞ

A.W. Phillips (1958)'in "The Relation Between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United United Kingdom, 1861-1957" başlıklı çalışması ışığında ortaya koymuş olduğu Phillips eğrisi ile başlayan toplam talep politikalarının reel ekonomik aktiviteyi etkileme potansiyeli hakkındaki tartışmalar, makroekonomi teori ve literatüründeki popülaritesini hala sürdürmektedir (Blanchard, 2016; Bulligan ve Viviano, 2017; Arseneau, 2017, Murphy, 2018). Her ne kadar ilk yıllarda Phillips eğrisi üzerindeki enflasyon-çıktı ya da enflasyon-işsizlik ödünleşmesinin izlenilen talep politikalarından bağımsız olduğu düşünüldüyse de, 1960'lı yılların sonlarında yaşanan stagflasyon olgusu, ekonomik durgunluk ile birlikte yaşanan enflasyon sürecine açıklama getiremeyen geleneksel Phillips eğrisinin başka bir boyuta taşınmasına vesile olarak ödünleşmenin toplam talep politikalarından bağımsız olmadığını gösteren bir forma kavuşmasını sağlamıştır.

1980'li yılların en etkili makro modellerinden biri olarak kabul edilen ve Rasyonel Beklentiler Hipotezi (REH) ile eksik bilgi modeli temeline dayanan Lucas tipi Phillips eğrisinin, enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasında kurduğu teorik ilişki enflasyon-çıktı ödünleşmesinin toplam talep politikalarından bağımsız olarak gerçekleşebileceğini reddetmektedir. Lucas (1973)'a göre enflasyon ve çıktı arasındaki ödünleşmenin varlığı, ekonomik bireylerin kendi piyasasında gözlemlediği fiyat hareketlerini yanlış yorumlamalarına bağlıdır. Ekonomik kararlarını sadece görelî fiyatlara göre veren bireyler, görelî fiyat tahminlerini rasyonel beklentiler varsayımı altında eksik bilgi ile gerçekleştirdiklerinden, görelî fiyat hareketleri ile fiyatlar genel düzeyi hareketlerini her zaman birbirinden ayırt edemeyebilirler. Eğer fiyatlar genel düzeyindeki hareketler bu bireyler tarafından görelî fiyatlarda meydana gelen bir değişim olarak algılanırsa, ancak o zaman bireyler reel çıktının potansiyeli etrafındaki dalgalanmasına olanak sağlayacak olan üretimi değiştirme kararını vereceklerdir. Bireylerin toplam talep şoklarındaki nominal bileşeni yani fiyatlar genel düzeyi hareketlerini tam olarak öngörebilmeleri durumunda ise ekonomik bireyler üretim davranışlarını değiştirmeyerek enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanımayacaklardır. Böylelikle yüksek toplam talep şokları değişkenliğine sahip, fiyat istikrarı sağlayamamış ekonomilerdeki bireyler reel ve nominal şokları birbirinden ayırt edebilecek daha belirgin araçlar elde ettikçe bu ekonomilerin daha dik bir Phillips eğrisine sahip olacakları ve bunun bir sonucu olarak da Lucas tipi Phillips eğrisi üzerinde enflasyon-çıktı ödünleşmesinin gerçekleşmesine izin vermeyecekleri açıktır.

Rasyonel beklentiler hipotezi, genel anlamda, ekonomik bireylerin bilgi ve karar verme maliyetlerinin kısıtlılığı altında, hata paylarını en aza indirecek şekilde tahmin yapmaları olarak tanımlanmaktadır (Yamak, 1997). Rasyonel beklentiler içeren Phillips eğrisine göre, mevcut bilgi setini en iyi şekilde kullanan bireyler, sistematik politikaları doğru tahmin ederek hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanımamaktadır. Dolayısıyla rasyonel beklentiler varsayımı altında beklenen toplam talep politikaları ile hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon-çıktı ödünleşmesinin gerçekleşmesi mümkün değildir. Bir başka deyişle sistematik toplam talep politikaları ekonominin reel değişkenleri üzerinde herhangi bir etki yaratmayacaktır. Lucas (1973)'a göre enflasyon-çıktı ödünleşmesinin gerçekleşmesi ancak ve ancak kısa dönemde ve şok etkisi yaratan politikalar uygulanmasında söz konusudur. İzlenen politikalardan bağımsız olmayan bu enflasyon-çıktı ödünleşmesinin büyüklüğü ise toplam talep ve spesifik piyasa şokları gibi birçok parametrenin değişkenliğine bağlıdır. Lucas (1973) tipi Phillips eğrisi üzerinde toplam talep şoklarının varyansı arttıkça, ödünleşme parametresinin değeri sıfıra yaklaşacak ve politika ödünleşmesi kaybolacaktır. Literatürde toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki bu negatif ilişki Lucas Değişkenlik Hipotezi (LVH) olarak adlandırılmaktadır.

Ampirik literatürde, 1980 yılından itibaren Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğini test eden çalışmaların sayısında hızlı bir artış görülmüş hatta tartışmalar sona ermeyerek artan bir şekilde devam etmiştir. 2000'li yıllara gelindiğinde ise "Phillips eğrisi üzerinde Lucas değişkenlik hipotezini" test eden çalışmaların sayısında kayda değer bir düşüş yaşanmıştır. Türkiye özelinde yapılmış çalışma sayısı ise yine bu durumun aksini ispat eden bir nitelik taşımamaktadır. Oysaki Türkiye ekonomisi 1978 ve 1980 yılında meydana gelen iki büyük petrol krizinin başlattığı ve 2002 yılının sonuna kadar süren yüksek oranlı bir enflasyon sürecine maruz kalmıştır. Bu süreç içerisinde yükselen kamu açıklarını finanse etmek için yoğun bir şekilde iç borçlanmaya gidilmesi ve Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) kaynaklarına başvurulması ise enflasyonun kronikleşmesinin temel nedenleri olarak görülmüştür. Tek haneli enflasyon rakamlarını amaçlayan ve 2000 yılının başında uygulamaya koyulan makroekonomik istikrar programı ise Kasım 2000 ve Şubat 2001 yıllarında yaşanan krizlerle birlikte etkisini gösterememiştir. Türkiye ekonomisi için bir dönüm noktası olma özelliği gösteren kriz sonrası dönem, 2001 yılının Mayıs ayında uygulanmaya başlanan Güçlü Ekonomiye Geçiş (GEG) programının da başlangıcı olmuştur. Bu program kapsamında merkez bankacılığı da dahil olmak üzere ekonominin birçok alanında kalıcı yapısal bir dönüşümün sağlanabilmesi adına iktisadi politikaların enflasyonla mücadelede etkin bir şekilde kullanılması ve sürdürülebilir büyüme ortamının oluşturulması amaçlanmıştır. Bu doğrultuda Merkez Bankası'nın temel amacının fiyat istikrarını sağlamak olduğu ifade edilmiş ve enflasyonun daha istikrarlı bir yapıya kavuşturulması hedeflenmiştir. İstikrarlı bir yapıdan kasıt ise fiyatlar genel düzeyindeki uzun süren artış (enflasyon) veya düşüş (deflasyon) eğiliminin önlenerek, daha düşük fiyat değişkenliğine sahip olabilmektir. Böyle bir hedef doğrultusunda ise Merkez Bankası'ndan ve buna uyumlu maliye politikalarından, ekonominin bütününe kapsayacak daha

düşük değişkenliğe sahip şok politika uygulamalarını benimseyerek toplam talep şokları değişkenliğini düşürmesi ve Lucas değişkenlik hipotezinin öngördüğü enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanınması beklenilir. Dolayısıyla 2003 yılından sonra fiyat istikrarı hedefi doğrultusunda TCMB tarafından izlenen şok politika uygulamalarının Lucas tipi Phillips eğrisi üzerinde bir enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanıyıp tanımadığının tartışılması büyük önem taşımaktadır. Ayrıca Türkiye ekonomisi üretimde ithal girdi oranı ve enerji bağımlılığı yüksek olan bir konumda bulunmaktadır. Bununla birlikte ekonomi sıklıkla dış finansmana ihtiyaç duyan bir yapıya da sahiptir. Dolayısıyla şok politikalar dikkate alınırken talep şoklarının yanı sıra arz şoklarının da dikkate alınması gerekmektedir.

Bu kapsamda çalışmanın amacı, toplam talep şoklarının varyansı arttıkça, enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerinin azalacağını savunan Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğini Türkiye ekonomisi için test etmektir. Bu amaç doğrultusunda, farklı yaklaşımlar kullanılarak toplam talep şoklarının yanı sıra arz şokları da dikkate alınmış ve enflasyon-çıktı ödünleşmesinin gerçekleşmesi için gerekli olan şartların sağlanıp sağlanmadığı tartışılmıştır. Çalışmada yukarıda da bahsi geçtiği üzere öncesi döneme nispeten daha istikrarlı bir dönem olarak nitelendirilen 2003-2018 dönemine ilişkin üçer aylık verilerden yararlanılmıştır. Bu bağlamda çalışmanın literatüre sağlaması beklenen katkılar ise şu şekildedir:

İlk olarak, literatürdeki mevcut çalışmaların hemen hemen hepsinin değişkenlik hipotezinin geçerliliğini toplulaştırılmış veriler kullanarak test ettiği görülmektedir. Fakat Yamak ve Gilbert (1984), toplulaştırılmış veri kullanımının, hipotezin geçerliliği konusunda tarım sektörünün toplam çıktı içindeki payından kaynaklanabilecek bir ikilem yaratabileceği vurgusunda bulunmuş ve değişkenlik hipotezini alt sektörler bazında ele almışlardır. Yine Küçükkale (2000), 1950-1995 dönemi Türkiye'si için yıllık veri seti altında değişkenlik hipotezini test ettiği çalışmasında, sektörel veri seti yetersizliği nedeniyle hipotezin alt sektörler bazında ele alınamamasını çalışmanın bir eksiliği olarak nitelendirmiştir. Mevcut çalışmada ise ele alınan dönemin, Türkiye ekonomisinin üç ana sektörü olan tarım, sanayi ve hizmetler için hem reel hem de nominal bazda GSYİH verilerine ulaşmaya imkan tanınması, değişkenlik hipotezinin sektörler arası karşılaştırmalı olarak test edilmesine olanak sağlamıştır. Ancak burada önemli olan husus verilerin mevcut olmasından ziyade toplulaştırılmamış verilerin hem talep hem de arz şoklarının çıktı üzerindeki olası reel etkilerini alt sektörler bazında yakalanabilmesine olanak sağlamasıdır. Tüm bu kapsam içinde çalışmanın değişkenlik hipotezini sektörler arası karşılaştırmalı olarak ele almasının literatürde yer alan çalışmaların altını çizmiş olduğu bu eksikliğin yerini doldurarak, değişkenlik hipotezine ait ampirik literatüre önemli bir katkı sağlayacağı düşünülmektedir.

Bunun yanı sıra çalışmada, analiz sadece toplam talep şokları dikkate alınarak gerçekleştirilmemiş, iki farklı arz şoku ölçütü oluşturularak bu değişkenlerin analize dahil edilmesi sağlanmıştır. Çünkü en az toplam talep şokları kadar arz şoklarının da reel ekonomik aktivite

üzerinde etkili olması beklenir. Froyen ve Waud (1984), enerji fiyatlarından kaynaklanan arz şoklarının ülke ekonomilerinin enflasyon değişkenliğinde özellikle 1967 yılından sonra büyük ölçüde farklılaşmalar yarattığını tespit etmişlerdir ve arz şoklarının da reel çıktı üzerindeki olası etkilerinin dikkate alınması gerekliliğinin altını çizmişlerdir. Şüphesiz ki enerji fiyatlarındaki dalgalanmalardan en çok etkilenen ekonomiler enerji kullanımında dışa bağımlılığı yüksek olan ülke ekonomileridir ve Türkiye de bu ülkelerden biri olma özelliği göstermektedir. Bu bağlamda çalışmada ilk arz şoku ölçütü olarak ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksinin logaritmik farkından elde edilen enerji fiyatları şokları dikkate alınmıştır. Bununla birlikte gerek dış finansman ihtiyacının yüksek olması gerekse yoğun ithalat girdisine ihtiyaç duyan üretim yapısı sebebiyle Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru önemli bir makroekonomik değişken olarak karşımıza çıkmaktadır. Böyle bir durumda döviz kurunda yaşanan şokları yine gelişmekte olan ekonomiler için toplam arz şoku olarak değerlendirmek hiç de yanlış olmayacaktır. Türkiye ekonomisinin yapısal özellikleri dikkate alındığında, toplam arz şoklarını tezin kapsamı dışında tutmanın ya da sadece toplam talep şoklarını kullanarak analize devam etmenin mevcut çalışmada çok büyük bir eksikliğe sebebiyet vereceği ise açıktır. Bununla birlikte hareketle arz şoklarıyla genişletilmiş Froyen ve Waud modelinin ilgili dönem kapsamında yine sektörel bazda olmak üzere ampirik analizi gerçekleştirilmiştir. Böylelikle arz şoklarının tarım, sanayi ve hizmetler sektörü üzerindeki reel etkilerinin yakalanması amaçlanmıştır.

Çalışmanın önemli bir diğer katkısı ise orijinal Lucas modeli ile Froyen ve Waud modelini test etmek için uygulanan ekonometrik metodolojidir. Ampirik literatür incelendiğinde trendden arındırılmış reel çıktı değişkenini elde etmek için sadece doğrusal trend kullanıldığı dikkate çekilmektedir. Oysaki konjonktürel çıktı değişkenini elde edilirken optimal trend spesifikasyonunun doğru bir şekilde belirlenmesi ve doğrusal olmayan trend modellerinin ve hatta mevcutsa yapısal kırılmaların da dikkate alınması gerekebilir. Çünkü herhangi bir zaman serisinin yapısal özelliklerine özgü en doğru ve en uygun yaklaşımın belirlenememesi test edilecek olan hipotezin ya da ekonometrik modelin geçerliliği ve güvenilirliği açısından yanıltıcı sonuçlar ortaya koyabilmektedir. Bu bağlamda çalışmada doğrusal trend modelinin yanı sıra serilerin yapısal özelliklerine uygun spesifikasyonlar oluşturularak optimal trend modelinin belirlenmesi ve her bir sektörün reel çıktısının yapısal özelliklerini yansıtan en uygun modelle trendden arındırılması amaçlanmıştır. Ayrıca orijinal Lucas modeli ile Froyen ve Waud modeli denklemlerinin çözümünde hata terimlerinin gerek ardışık gerekse sektörler arası bağımlılık problemi dikkate alınarak En Küçük Kareler (EKK) ve Zellner'in Görünürde İlişkisiz Denklemler Sisteminden (SUR) yararlanılmıştır. Tüm bu ekonometrik metodoloji altında hem reel çıktı değişkeninin uzun dönem eğiliminin çeşitli trend modellerinin performanslarının kıyaslanması yoluyla daha doğru ve güvenilir bir şekilde tespit edilmesine imkan tanınmış hem de kullanılan zaman serisi teknikleriyle birlikte çalışmanın daha zengin bir ekonometrik içerik kazanması sağlanmıştır.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Çalışmanın ilk bölümünde rasyonel beklentiler okulunun Phillips eğrisi yorumuna değinilmiş ve Lucas'ın beklentilerin rasyonelliği altında eksik bilgi modeline nasıl yer verdiği ortaya koyulmuştur. Son olarak tüm bu varsayımlar altında değişkenlik hipotezine ait teorik bilgiler verilerek Lucas'ın Phillips eğrisi yorumu detaylandırılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde, Lucas değişkenlik hipotezinin testine ilişkin ampirik literatür ele alınmış ve ampirik literatür üç grup kapsamında özetlenmiştir. Lucas'ın 1973 yılı çalışmasının da içinde bulunduğu birinci grupta değişkenlik hipotezinin geçerliliğini ülkeler arası karşılaştırmalı olarak test eden çalışmalar yer almaktadır. İkinci grupta hipotezi tek bir ülke için sınayan çalışmalara ve üçüncü grupta endüstriler arası karşılaştırmalı çalışmalara yer verilmiştir.

Veri seti, ekonometrik model ve yöntem adını taşıyan üçüncü bölümde ise çalışmada kullanılan konjonktürel çıktı değişkenleri için optimal trend spesifikasyonu seçimi ile şok değişkenlerinin nasıl oluşturulduğuna dair temel bilgiler yer almaktadır. Ayrıca ekonometrik analizde kullanılan EKK ve SUR yaklaşımlarına da bu bölümde yer verilmiştir.

Çalışmanın dördüncü bölümünde ise Türkiye ekonomisinin tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerine ait konjonktürel çıktı, toplam arz ve talep şoklarına ilişkin açıklamaların detaylı bir incelemesinin sunulmasının ardından Lucas ile Froyen ve Waud modelleri tahmin edilerek sektörel bulgular elde edilmiştir.

Son olarak çalışmada edinilen bulgular değerlendirilmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

1. RASYONEL BEKLENTİLER VE PHİLLİPS EĞRİSİ

1.1. Rasyonel Beklentiler Hipotezi

Rasyonel beklentiler hipotezi, ekonomik bireylerin sahip oldukları mevcut bilgi ile karar verme maliyetlerinin kısıtlılığı altında, gerçekleşen ve beklenen değerler arasındaki sapma olarak ifade edilen tahmin hatalarını minimize edecekleri şekilde bir tahmin gerçekleştirmeleri olarak tanımlanmaktadır (Yamak, 1997:5). Hata paylarını en aza indirecek şekilde yapılan bu tahmin, bireylerin mevcut şartlar altında yapabildiklerinin en iyisi olma özelliği taşımaktadır. Fakat bu bireylerin beklentilerinde hatalara yer vermedikleri anlamına gelmemekle birlikte en basit anlamıyla yapılan her yeni tahminin bir önceki tahminden bağımsız olması ve hataların ardışık bağımlılığa bir başka deyişle sistematik bir bileşene sahip olmamalarını ifade etmektedir (Scarth, 1988). Rasyonel olan ekonomik bireyler zaman zaman hata yapsa da her yeni tahminde değişen koşulları ve mevcut bilgiyi tekrardan gözden geçirirken beklentilerini oluşturma şekillerini değiştirerek aynı hataları tekrarlamayacak ve dolayısıyla hataların sistematikleşmesine izin vermeyeceklerdir. Bu şartlar altında rasyonel beklentiler hipotezi enflasyon açısından (π) şu şekilde tanımlanabilir:

$$\pi_t^* = E(\pi_t | I_{t-1}) \quad (1)$$

(1) numaralı eşitlikte π_t^* ; bireylerin enflasyon oranı beklentisini, π_t ; mevcut enflasyon oranını, $E(\pi_t | I_{t-1})$ ise t-1 anındaki mevcut bilgi setine bağlı olarak oluşan enflasyon oranının koşullu beklentisini göstermektedir. Burada altının çizilmesi gereken önemli bir nokta ise mevcut bilginin eksik olabileceğidir ve eksiklik ister istemez bireylerin tahminlerinde hata yapmalarına neden olmaktadır. Rasyonel beklentiler hipotezi tahmin hatalarını dikkate alacak şekilde ifade edildiğinde aşağıdaki eşitliğe ulaşılır;

$$\pi_t^* = \pi_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) numaralı eşitlikte π_t^* ; t döneminden t+1 dönemine kadar geçen süre için beklenen enflasyon oranını ifade ederken, π_t , t döneminden t+1'e kadar geçen süredeki gerçek enflasyon oranını göstermektedir (Snowdon ve Vane, 2012). ε_t , ise tahmin hatalarını temsil eden rassal hata

terimidir. Sıfır ortalamaya sahip olan bu hata terimleri arasında ardışık bağımlılık söz konusu değildir. Rasyonel beklentiler hipotezinde hem bireyler tarafından kullanılan *bilgi* hem de ekonomik kararlar alınırken bireyler tarafından kullanılan bu bilgiden yararlanma *süreci* çok önemli bir yer tutmaktadır (Dornbusch ve Fischer, 1984). Çünkü hipotez ekonomideki bireylerin sistemin nasıl çalıştığına dair yeterli bilgisi olduğunu ve bireylerin mevcut olan bu bilginin tümünü en etkin şekilde kullandıklarını kabul ederek, bireylerin sistemde bulunan her bir içsel değişken için sanki indirgenmiş form denklemini türetiyorlarmış gibi tahminlerini gerçekleştirdiklerini varsaymaktadır. Hatta bireyler bu denklemleri ve denklemlerin parametrelerini içsel değişkenlere ait beklentilerini şekillendirirken dahi kullanmaktadırlar. Dolayısıyla beklentilerin rasyonel olması, bireylerin uygulanan iktisat politikalarını en iyi şekilde formüle etmesine ve bu politikaların nasıl çalıştığını anlamasına imkan tanımaktadır. Tüm bu şartlar altında uygulanan toplam talep politikalarının ise ancak ekonomideki karar alıcılar tarafından algılanmadığı müddetçe ekonominin reel değişkenleri üzerinde bir etki yaratması söz konusudur (Dornbusch ve Fischer, 1984). Şöyle ki, uygulanan toplam talep politikasıyla para arzının değişeceği bilgisine ulaşan bireyler bu değişikliğin sonucunda fiyat düzeyinin değişeceğini de bilecek ve fiyat ile ücret ayarlamalarını bu değişikliğe göre gerçekleştireceklerdir. Para arzı verisinin yayınlanmasında bir gecikme olması durumunda ise bireyler para arzı için en iyi tahmini gerçekleştirerek fiyatlarını beklenen para arzı düzeyine göre belirleyeceklerdir. Eğer gerçekleşen para arzı beklenilenin daha üstünde gerçekleşirse toplam talep daha fazla yükselecek ve çıktı beklenilenden daha fazla artacaktır. Çünkü reel ücretlerin şu an bulunduğu düzeyin daha da üzerinde gerçekleşeceğine inanan bireyler daha çok emek arz edeceklerdir - Çünkü firmalar bu artışı kendi ürünün fiyatından kaynaklanan nispi bir fiyat artışı olarak yorumlayacak ve üretimlerini arttıracaklardır. Dolayısıyla bu çıkarım bizi para politikasıyla ilgili olarak rasyonel beklentiler hipotezinin en önemli sonuçlarından biri olan “*sadece beklenmeyen para arzı değişimleri çıktı düzeyini etkilemektedir*” önermesine ulaştırmaktadır. Bu şartlar altında sistematik toplam talep politikalarının çıktı ya da işsizlik gibi ekonominin reel değişkenlerini etkilemede bir rolünün olmadığı ise açıktır. En genel anlamıyla ifade etmek gerekirse; rasyonel beklentiler hipotezi varsayımları altında ekonominin reel değişkenleri üzerinde bir etkinin yaratılması ancak ve ancak sistematik olmayan toplam talep politikaları diğer bir ifadeyle şok politika uygulamaları ile mümkündür (Barro, 1976, 1977).

İlk defa 1961 yılında John Muth tarafından mikro iktisadi temellere dayalı olarak ortaya koyulan rasyonel beklentiler hipotezinin makroekonomi teori ve politika uygulamalarında yerini alması 1970’li yılların başlarını bulmuştur. Rasyonel beklentiler hipotezinin en önemli önermeleri Yeni Klasik iktisadın öncü temsilcileri olan Robert Lucas Jr. (1972, 1973, 1976), Thomas Sargent ve Nail Wallace (1973) ile Robert Barro (1976, 1977)’nun katkıları ile makroekonomi literatürüne kazandırılmış ve bu kazanım hemen akabinde yoğun tartışmaları beraberinde getirmiştir. Bu önermelerden ilki yukarıda da bahsi geçtiği üzere çıktı ya da işsizlik gibi ekonominin reel değişkenlerinin sadece şok politikalardan etkileneneğidir. İkinci önerme ise ekonominin yapısı ve işleyişi hakkındaki mevcut bilginin tümünden en etkin şekilde yararlanmasını bilen bireyler

tarafından şekillendirildiği varsayılan enflasyon beklentilerini Phillips eğrisi analizine dahil eden Lucas (1973)'in değişkenlik hipotezidir. Beklentilerin rasyonelliği altında Phillips eğrisi üzerinde hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon-çıktı ödünleşmesinin mümkün olmadığını savunan değişkenlik hipotezi, enflasyon-çıktı ödünleşmesinin izlenen toplam talep politikalarından bağımsız olmayacağını da bir kanıtı niteliğindedir. Bu bağlamda da rasyonel beklentiler hipotezi varsayımları altında genişletilen Phillips eğrisinin özet bir versiyonu aşağıda gösterildiği gibidir.

$$\pi_t = \pi_t^* - \beta(u_t - u^*) + \varepsilon_t \quad (3)$$

$$u_t = u^* - \theta(m_t - \pi_t) + v_t \quad (4)$$

Burada beklentilerle genişletilmiş Phillips eğrisini temsil eden (3) numaralı denklemde yer alan stokastik hata terimi ε_t , ortalaması sıfır ve varyansı σ_ε^2 olan arz şokudur ve ardışık bağımlılık içermemektedir. Yine aynı şekilde işsizlik oranı u_t 'nin doğal oranından (u^*) sapmasını gösteren (4) numaralı talep fazlası denkleminin stokastik hata terimi v_t , sıfır ortalama ve σ_v^2 varyansa sahip talep şoklarını göstermektedir. Nominal para arzındaki genişleme oranı ise m_t ile temsil edilmektedir. Ayrıca ε_t ile v_t arasındaki kovaryans 0'dır. t-1 anındaki mevcut bilgi setine bağlı olarak oluşan enflasyon oranının koşullu beklentisini gösteren rasyonel beklentileri (1) numaralı denklem temsil etmektedir.

Buradaki asıl soru rasyonel beklentiler varsayımı altında enflasyon oranının beklentisinin ne olduğudur? Bunun için öncelikle (4) numaralı denklem (3) numaralı denklemde yerine koyulursa enflasyon oranı π_t için aşağıdaki (5) numaralı denkleme ulaşılır (Frisch, 1990: 53).

$$\pi_t = \frac{\pi_t^* + \beta\theta m_t + \varepsilon_t - \beta v_t}{1 + \beta\theta} \quad (5)$$

Yukarıdaki denklemden de anlaşılacağı üzere t anındaki enflasyon oranı π_t , beklenen enflasyon oranı π_t^* ve nominal para arzı genişleme oranı olan m_t ile (3) ve (4) numaralı denklemlerin stokastik şokları olan ε_t ve v_t tarafından açıklanmaktadır. (5) numaralı denklemin beklenen değerinin alınması ile elde edilen enflasyon oranı π_t 'nin rasyonel beklentisi ise (6) numaralı denklemde ifade edildiği gibidir. Burada $E(\varepsilon_t)$ ve $\beta E(v_t)$ 'nin sifıra eşit olduğu unutulmamalıdır.

$$E(\pi_t | I_{t-1}) = \frac{E(\pi_t | I_{t-1}) + \beta\theta E(m_t | I_{t-1})}{1 + \beta\theta} \quad (6)$$

(7) numaralı eşitlik (6) numaralı denklemin çözümünden kolayca elde edilebilir.

$$\pi_t^* = E(\pi_t|I_{t-1}) = E(m_t|I_{t-1}) \quad (7)$$

(7) numaralı denklemden de açıkça görülmektedir ki, rasyonel beklentiler altında enflasyon oranının beklentisi beklenen para arzı büyüme oranına eşittir. Gerçekleşen enflasyon oranını elde etmek için denklem (7) denklem (5)'te yerine koyulursa (8) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$\pi_t = \frac{E(m_t|I_{t-1}) + \beta\theta m_t + \varepsilon_t - \beta v_t}{1 + \beta\theta} \quad (8)$$

Tamamen para otoritesinin kontrolü altında olan para arzı büyüme oranının bir dönem öncesinden açıklandığı varsayımı altında (9) numaralı eşitliğe ulaşılır

$$E(m_t|I_{t-1}) = m_t \quad (9)$$

Bir başka deyişle bireylerin para arzı büyüme oranını doğru tahmin edebildikleri sonucu ortaya çıkmaktadır. Bu eşitlik altında (10), (11) ve (12) numaralı denklemlere ulaşılır.

$$\pi_t = \frac{E(m_t|I_{t-1}) + \beta\theta E(m_t|I_{t-1}) + \varepsilon_t - \beta v_t}{1 + \beta\theta} \quad (10)$$

$$\pi_t = \frac{E(m_t|I_{t-1})(1 + \beta\theta)}{1 + \beta\theta} + \frac{\varepsilon_t - \beta v_t}{1 + \beta\theta} \quad (11)$$

$$\pi_t = E(m_t|I_{t-1}) + \frac{\varepsilon_t - \beta v_t}{1 + \beta\theta} \quad (12)$$

(12) numaralı denklemden de görüleceği üzere gerçekleşen enflasyon oranı, beklenen para arzı büyüme oranı ve stokastik şoklar ile açıklanabilmektedir. Beklenen parasal büyümenin doğru olarak tahmin edilmesi durumunda ise gerçekleşen enflasyon oranı tamamen stokastik şoklar tarafından belirlenmektedir (Frisch, 1990: 54).

$E(m_t|I_{t-1}) = m_t$ olduğu varsayımı altında denklem (12), (4) numaralı denklemde yerine koyulduğunda işsizlik oranı için aşağıdaki ilişki elde edilir.

$$u_t = u^* - \theta m_t + \theta \left[E(m_t|I_{t-1}) + \frac{\varepsilon_t}{1 + \beta\theta} - \frac{\beta v_t}{1 + \beta\theta} \right] + v_t \quad (13)$$

$$\mu_t = u^* + \frac{\theta \varepsilon_t + v_t}{1 + \beta\theta} \quad (14)$$

(12) numaralı denkleme benzer şekilde yine beklenen parasal büyümenin doğru tahmin edildiği varsayımı altında (14) numaralı eşitlikten görüleceği üzere işsizlik oranı u_t 'nin doğal oranından (u^*) sapması sadece stokastik olan talep ve arz şoklarıyla açıklanabilmektedir.

Elde edilen sonuçlar rasyonel beklentiler hipotezi ile genişletilmiş Phillips eğrisi üzerinde makroekonomi teori ve politika uygulamaları açısından şu çıkarımları yapmaya imkan tanımaktadır; ekonomik sistemin nasıl çalıştığı hakkında yeterli bilgisi olan rasyonel bireyler, mevcut bilgi setinden en iyi şekilde yararlanarak uygulanan iktisadi politikalarını doğru şekilde formüle ederler. Bu şartlar altında bireyler tarafından doğru tahmin edilen sistematik politika uygulamalarının denklem (12) ve (14)'de olduğu gibi enflasyon-işsizlik ya da enflasyon-çıkıtı ödünleşmesine imkan tanımadığı açıktır. Başka bir deyişle rasyonel beklentiler varsayımı altında sistematik politika uygulamaları ile ekonomide herhangi bir reel etkinin yaratılması mümkün değildir. Rasyonel beklentiler ile genişletilmiş Phillips eğrisinden çıkarılabilecek en önemli sonuç şüphesiz ki ekonominin işsizlik ya da çıkıtı gibi değişkenleri üzerinde reel bir etki yaratmayı amaçlayan politika uygulayıcılarının beklenmeyen yani şok politika uygulamalarına başvurmak zorunda olması gerçeğidir. Çünkü rasyonel beklentiler ile genişletilmiş Philips eğrisi üzerinde sadece şok politika uygulamaları enflasyon-işsizlik ya da enflasyon-çıkıtı ödünleşmesine imkan tanımaktadır ve bu ödünleşme uzun dönemde bireylerin politika uygulamalarını idrak etmeleri ve oluşan bu duruma kendilerini uyarlamalarından dolayı sadece kısa dönemde mümkündür.

1.2. Eksik Bilgi Modeli

Bilgi temeline dayanan modelleri iktisat literatürüne kazandıran ilk iktisatçı Phelps (1970) olmuştur. Phelps'in hemen ardından Lucas (1972)'ın "hayali adalar" üzerinden çizdiği çerçeve kapsamında her bir üreticinin bir adada olduğu ve adaların her birinin bir piyasayı temsil ettiği düşünülmektedir. Başka bir deyişle çok sayıda ve rekabetçi olan piyasalar arasında dağılım gösteren üreticiler birbirlerinden kopukturlar. Üreticilerin diğer adalarla bir başka deyişle firmalarla bilgi alışverişinin veya anlık iletişiminin imkansız olduğu varsayımı üreticilerin, ekonomideki diğer fiyatlar hakkındaki bilgiye kendi çıkıtı fiyatlarındaki bilgiden bir dönemlik gecikme ile ulaşmalarını sağlamaktadır. Bilgi bu yolla kısıtlandığında üreticiler tahminlerinde tamamen rasyonel olsalar dahi ekonomideki diğer malların fiyatları hakkında tam bir bilgiye sahip olamayacaklardır. Buda üreticilerin fiyatlar genel düzeyi hakkında bilgi sahibi olamamalarına neden olarak onları fiyatlar genel düzeyini tahmin etmek zorunda bırakacaktır. Bu varsayımlar altında firma arzı (15) nolu denklemdeki gibi şekillenecektir:

$$y_{ct} = \gamma (P_t(z) - E(P_t)) + y_{nt} \quad (15)$$

Burada $E(P_t)$, firmanın fiyatlar genel düzeyi için yaptığı tahmini temsil etmektedir. $P_t(z)$, z piyasasında t anında firma ürününün cari fiyatını; y_{ct} , konjonktürel çıkıtıyı, y_{nt} , doğal üretim seviyesini ve γ , görelî fiyat parametresini gösterir.

1.2.1. Lucas'ın Eksik Bilgi Modeli

Bilgi temeline dayanan modellerin en önemlilerinden bir tanesi, mikro ekonomik temellere dayanan firma arzını kullanarak gerçekleşen gayri safi yurt içi hasılanın (GSYİH) potansiyel GSYİH'dan sapmalarını açıklamaya çalışan Lucas (1972)'ın eksik bilgi modelidir. Bu model, Lucas (1973)'ın toplam arz modelinin şekillenmesini sağlayan temel varsayımlardan bir tanesidir. Lucas'ın, Phelps'in ada örneğinden yola çıkarak farklı bir teorik çerçeveden baktığı eksik bilgi modelinde, üretimde meydana gelen kısa dönemli dalgalanmalar Phelps ve Friedman'da ki gibi işçilerin sahip olduğu eksik bilgiden değil üreticilerin uygulanan politika hakkında eksik bilgiye sahip olmalarından kaynaklanmaktadır.

Eksik bilgi varsayımında fiyatların ve ücretlerin esnek olduğu kabul edilmektedir. Mikroekonomi teorisine göre tam rekabetçi olan bir firma ürününün fiyatı marjinal maliyetine eşit olana kadar üretime devam edecektir. Firmanın marjinal maliyetinin ise üretim girdilerinin fiyatlarına bağlı olduğu aşıkardır. Eğer firmanın ürettiği ürünün fiyatı ($P_t(z)$), üretim girdilerini de içeren ekonomideki diğer ürünlerin fiyatlarına ($E(P_t)$) kıyasla görel olarak artarsa, firma sadece o zaman arzını arttırarak daha fazla üretimde bulunacaktır. Firmanın ürettiği malın fiyatının, fiyatlar genel düzeyindeki artış oranı kadar artması durumunda ise firmanın arz miktarında her hangi bir değişiklik olmayacaktır (Hall ve Taylor, 1988: 392). O halde mevcut bilgi setinin rolünün çok önemli olduğu eksik bilgi modelinde firmaların görel fiyat hareketleri ile fiyatlar genel düzeyi hareketlerini doğru şekilde ayırt ederek optimal üretim kararını alabilmeleri önemli bir husus olarak karşımıza çıkmaktadır.

Eksik bilgi modelindeki bir diğer önemli husus ise; birbirinden bağımsız adalarda yer alan üreticilerin, diğer piyasalardaki fiyat hareketlerinin neler olduğu konusunda bilgi sahibi olmalarını engelleyen, bilgi alışverişinin veya anlık iletişimi neredeyse imkansız hale getiren geçici bilgi bariyerleri ile karşı karşıya olmalarıdır. Bu geçici bilgi bariyerlerinden dolayı firmalar diğer piyasalarda neyin olup bittiğini gözlemleyemezler. Dolayısıyla fiyatlar genel düzeyi hakkındaki nihai bilgiye ulaşması zorlaşan bu üreticiler kendi piyasa şartlarını izlemek veya kendi piyasalarını takip etmek koşuluyla sadece kendi piyasalarında uzmanlaşırlar. (Hall ve Taylor, 1988: 393). Genel olarak bu varsayım altında kendi ürün fiyat bilgisini yani t döneminde bu piyasadaki fiyat düzeyi $P_t(z)$ 'yi eşanlı olarak gözlemleyebilen üretici, diğer piyasalardaki fiyat bilgisini ise gecikmeli olarak elde eder. Bilgi bu yolla kısıtlandığında üreticiler diğer malların ekonomide oluşan fiyatlarını yani fiyatlar genel düzeyi P_t 'yi bilemeyecek konuma geleceklerdir. Yukarıda da bahsedildiği üzere üretim miktarının ne olacağı kararı aşamasında yüksek önem düzeyine sahip fiyatlar genel düzeyi bilgisinin geç elde edilmesi üreticilerin geçmiş görel ve fiyatlar genel düzeyi değişkenliği deneyimlerini kullanarak fiyatlar genel düzeyi için bir beklenti ($E(P_t | I_t(z))$) oluşturmasını zaruri kılacaktır.

Geçici bilgi bariyerlerinin ortaya çıkardığı bir diğer sonuç ise; ekonomik kararları sadece görelî fiyatlara bağılı olan rasyonel birimleri yani üreticileri fiyatlar genel düzeyindeki hareketleri görelî fiyatlarda meydana gelen hareketler olarak yorumlama eğilimine itmesidir. Bir başka deyişle uygulanan genişletici (daraltıcı) bir politika ile ekonomi genelinde meydana gelen bir fiyat artışı (azalışı) üreticileri, fiyattaki değişimin kaynağının belirlenmesi hususunda bir ikileme itecektir. Üreticiler, gerçekleşen bu fiyat artışının (azalışının) sadece kendi ürününün fiyatında görelî olarak gerçekleşen bir fiyat artışı mı (azalışı mı) yoksa enflasyondan kaynaklanan bir fiyat artışı mı (azalışı mı) olup olmadığı konusunda şüpheye düşecekler ve görelî fiyat hareketlerini fiyatlar genel düzeyi hareketlerinden ayıramayacaklardır. Dolayısıyla Lucas'ın adasında kararlarını sadece görelî fiyatlara göre alan rasyonel birimler, görelî fiyat hareketlerini fiyatlar genel düzeyi hareketlerinden ayırt edememektedirler (Lucas, 1973: 327).

1.2.2. Üreticinin Fiyat Düzeyi Hakkındaki Bilgisi ve Tahmini

Üreticilerin (15) numaralı denklemde yer alan ekonomi geneli fiyat düzeyi (P_t) için bir tahmin oluştururken, kendi piyasasındaki mevcut bilgi setinden en etkin şekilde yararlanması beklenir. Mevcut bilgi ise firmanın geçmiş gözlem ya da deneyimlerinden oluşan kendi ürün fiyatının ($P_t(z)$), fiyatlar genel düzeyi (P_t) ile olan geçmiş dönem ilişkisine dayanmaktadır. (15) numaralı denklem mevcut bilgiyi ($I_t(z)$) dikkate alacak şekilde düzenlendiğinde (16) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$y_t(z) = \gamma [P_t(z) - E(P_t | I_t(z))] + y_{nt} \quad (16)$$

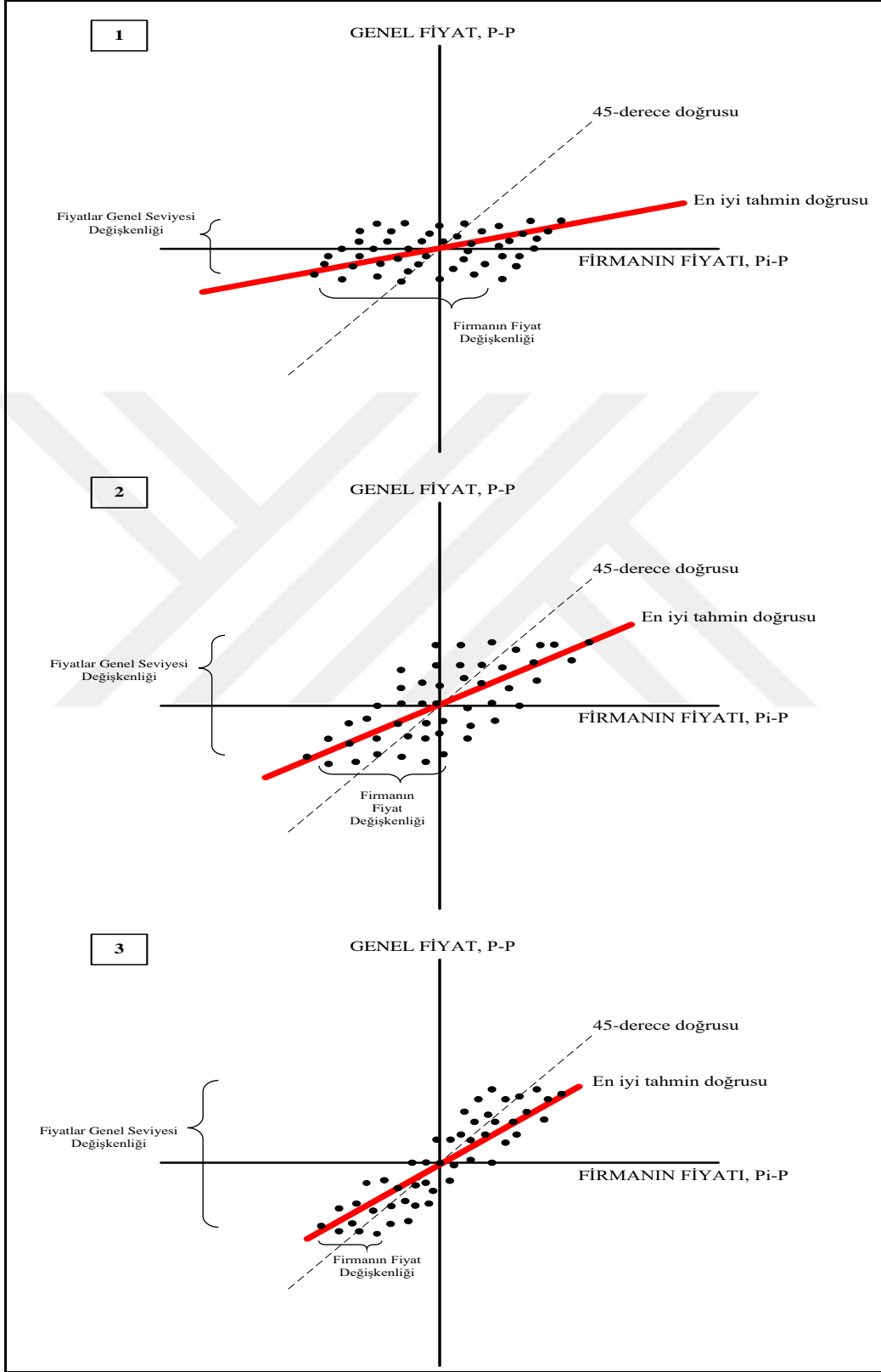
Grafik 1 farklı fiyat deneyimleri ya da kendi ürün fiyat gözlemleri veriyken firmanın fiyatlar genel düzeyi için yapmış olduğu üç farklı tahmini daha açık bir şekilde anlamaya imkan tanımaktadır. Grafiklerde yer alan her bir nokta fiyatlar genel düzeyi P_t ile firmanın kendi ürününün fiyatı olan $P_t(z)$ 'nin geçmiş yıllara ait deneyimlerini temsil etmektedir. Fiyatlar genel düzeyi P_t 'nin dikey ekseninde firmanın ürün fiyatı $P_t(z)$ 'nin ise yatay ekseninde yer aldığı grafiklerde, her iki değişken firmanın her yılın başında yapmış olduğu fiyatlar genel düzeyi tahmini ile karşılaştırılarak ele alınmıştır. Grafiklerin en üst kısmında yer alan noktalar senenin başında firmanın fiyatlar genel düzeyi için yapmış olduğu tahmin ile karşılaştırıldığında daha yüksek gerçekleşmiş olan fiyatlar genel düzeyini gösterir. Diptekiler ise düşük fiyatları temsil etmektedir. Grafiğin sağ tarafında yer alan noktalar firmanın kendi ürün fiyatı için görelî olarak daha yüksek fiyatları deneyimlediği yılları, sol tarafta olanlar ise firmanın ürününe ilişkin daha düşük fiyatları ifade etmektedir.

Grafiklerde pozitif eğimli olmak üzere iki farklı eğri mevcuttur. Bunlardan ilki eğimi 1'e eşit olan 45° eğrisidir. Bu eğri boyunca hareket ettikçe hem firmanın ürününe ilişkin fiyat düzeyi hem de fiyatlar genel düzeyi aynı oranda değiştiği için firma görelî fiyat avantajını kaybetmemektedir.

Görelî fiyat farklılıkları ise 45° eğrisinin sağ ve sol tarafında oluşmaktadır. Eğrinin sol tarafındaki daha uzak noktalara gidildiğinde firmanın ürün fiyatı sağ taraftaki fiyat düşüşlerinden daha fazla düşer. 45° eğrisinin çevresine eşit miktarda dağılmış olan noktalar firma deneyiminin yani kendi ürün fiyatının, fiyatlar genel düzeyinin üstünde olabileceği gibi altında da kalabileceği anlamına gelir.

Grafikler arasındaki farklılıklar, noktaların çeşitli yönlerde ne kadar dağıldığı sorusundan doğmaktadır. Grafikler bu bağlamda incelendiğinde; Grafik 1'deki noktaların yatay eksene paralel olarak geniş bir yayılım gösterdiği, dikey eksende ise daha dar bir yayılıma sahip olduğu görülmektedir. Grafik 2'deki noktaların ise her iki yöne eşit miktarda yayılmış olduğu göze çarpmaktadır. Son olarak Grafik 3'e bakıldığında ise noktalar yatay eksenden ziyade dikey eksende daha geniş bir yayılım sergilemektedir. Noktaların yayılımındaki bu farklılıklar, fiyatlar genel düzeyi hakkında çıkarımlar yapılırken firmanın kendi ürün fiyatının ne kadar bilgilendirici olduğunun bir göstergesidir.

Grafik 1: Üreticinin Fiyat Bilgisine Bağlı Olarak Gerçekleştirdiği Çeşitli Fiyatlar Genel Düzeyi Tahminleri



Kaynak: Hall ve Taylor, 1988: 396

Her bir grafikte yer alan ve pozitif eğime sahip olan ikinci eğri ise noktaların yayılımları sonucu oluşan eğim farklılıklarını yansıtmaktadır. Şöyle ki *en iyi tahmin eğrisi* ya da *en küçük kareler eğrisi* olarak adlandırabileceğimiz bu eğri firmanın kendi fiyat gözlemleri veriyken fiyatlar genel düzeyi için yapmış olduğu en iyi tahminleri vermektedir. Bu noktada Lucas, üreticilerin tahminlerinde EKK yöntemi aracılığıyla ortalama hata karelerini minimize etmelerine imkan tanıyan bir metodoloji izlemektedir. Dolayısıyla gözlenmemiş P_t , mevcut bilgi setinde yer alan; z piyasasında t anında gözlemlenen fiyat düzeyi $P_t(z)$ ile P_t ortalama ve σ^2 varyansa sahip fiyatlar genel düzeyi dağılımı ile modellendiği bir regresyon denklemi aracılığıyla tahminlenebilir. Burada Lucas (1973), z piyasası için t anında gözlemlenen fiyat $P_t(z)$ 'nin ekonomi geneli fiyat düzeyi P_t 'den bir sapması olduğu varsayımında bulunmuştur.

$$P_t(z) = P_t + z \quad (17)$$

Burada z , sıfır ortalama ve τ^2 varyansa sahip normal dağılımlı bir değişkendir. Ayrıca P_t , t döneminde sabit olduğundan regresyon denkleminin sabiti olarak düşünülebilir. Tüm bu varsayımlar altında ekonomi geneli fiyat düzeyi için öngörüler (18) numaralı eşitlikteki gibi oluşmaktadır (Wilks, 1964: 83-88).

$$E(P_t | P_t(z), \bar{P}_t) = E(P_t) + \rho(P_t(z) - E(P_t(z))) S_{P_t} / S_{P_t(z)} \quad (18)$$

Burada ρ , P_t ile $P_t(z)$ arasındaki korelasyon katsayısını; S ise ilgili fiyatın standart sapmasını temsil etmektedir. Korelasyon katsayısı, kovaryans ve standart sapmalar cinsinden yazılıp gerekli düzenlemeler (19) numaralı varsayım dikkate alınarak yapıldığında (Uygur, 1983: 20):

$$E(P_t | P_t(z), \bar{P}_t) = E(P_t) + Cov(P_t, P_t(z)) (P_t(z) - E(P_t(z))) / S_{P_t(z)} \quad (19)$$

(19) numaralı denklemde P_t ile $P_t(z)$ 'nin kovaryansı aşağıdaki gibi ifade edilmektedir.

$$\begin{aligned} \text{Burada: } Cov(P_t, P_t(z)) &= E(P_t(z) - E(P_t(z))) (P_t - E(P_t)) \\ &= E(P_t - \bar{P}_t + z)(P_t - \bar{P}_t) \\ &= \sigma^2, \text{ zira } P_t \text{ ile } z \text{ birbirlerinden bağımsızdırlar.} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} S_{P_t(z)}^2 &= E(P_t + z - \bar{P}_t)(P_t + z - \bar{P}_t) \\ &= \sigma^2 + \tau^2 \end{aligned}$$

$$\text{Böylece, } E(P_t | P_t(z), \bar{P}_t) = (1 - \theta)(P_t(z)) + \theta \bar{P}_t \quad (20)$$

(20) numaralı eşitlikte $\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$ dir. Yani en iyi tahmin doğrusunun eğiminin büyüklüğü görelî fiyat deęişkenliğinin (τ^2) fiyatlar genel düzeyi deęişkenliğine (σ^2) kıyasla büyük olup olmamasına baęlıdır. Fiyatlar genel düzeyi deęişkenliği arttıkça, eğrinin eğimi dikleşecek ve firma kendi fiyatında bir artış gördüğünde fiyatlar genel düzeyindeki tahminlerini deęiştirecektir. Fiyatlar genel düzeyi deęişkenliğinin yüksek olduęu yüksek enflasyona sahip ülkelerde, firmalar genellikle kendi fiyat artışlarını enflasyonda meydana gelen bir artış sinyali olarak yorumlayacaklar ve üretimlerinde herhangi bir deęişikliğe gitmeyeceklerdir.

Grafik 1-1'de görelî fiyat deęişkenliğinin (τ^2) yüksek; fiyatlar genel düzeyi deęişkenliğinin (σ^2) ise görelî fiyat deęişkenliğine kıyasla daha düşük olduęu bir durum söz konusudur. Dolayısıyla firmanın en iyi tahmin eğrisi oldukça düzdür. Bu durumda eğrinin eğimi sifıra yakın bir deęer alır ve firmanın kendi fiyatının fiyatlar genel düzeyi tahmininde bilgilendirici olmadığı sonucuna ulaşılır. Fiyatlar genel düzeyi deęişkenliğinin (σ^2) görelî fiyat deęişkenliği ile (τ^2) aynı olduęu Grafik 1-2'de, Grafik 1-1'e göre daha yüksek bir fiyatlar genel düzeyi deęişkenliği (σ^2) söz konusudur. Daha dik bir tahmin eğrisi ortaya çıkmakla beraber eğrinin eğimi hemen hemen 0 ile 1 arasında yer alan bir deęer almaktadır. Grafik 1-1'e göre daha düşük bir görelî fiyat deęişkenliğinin (τ^2) söz konusu olduęu Grafik 1-3'teki eğrinin eğimi ise üç grafik içinde en dik eğime sahip olanıdır. Bu bağlamda görelî fiyat deęişkenliği (τ^2) azaldıkça ve fiyatlar genel düzeyi deęişkenliği (σ^2) arttıkça tahmin doğrusunun dikleşeceğini söylemek hiçte yanlış olmayacaktır.

1.3. Lucas Deęişkenlik Hipotezi'nin Teorik Altyapısı

Toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişki olarak tanımlanan Lucas deęişkenlik hipotezi bir takım varsayımlara sahiptir. Bu varsayımlardan ilki nominal çıktının ekonominin toplam talep yanı tarafından belirlendięi varsayımdır. Lucas' a göre nominal çıktı ikiye ayrılmaktadır. Bu bileşenlerin ilki reel çıktı ikincisi ise büyük ölçüde emek ve mal arz edenlerin davranışlarıyla şekillenen ve nominal çıktı üzerinde hakim belirleyicilięe sahip olan ekonomi geneli fiyat düzeyi bileşenidir. İkinci varsayım, ekonomik birimlerin fiyatlarla ilgili bilgi eksikliği nedeniyle kısa dönemdeki karar süreçlerinde bir takım kısıtlara tabi olduğudur. Üçüncü ve son varsayımı ise gözlemlenemeyen fiyatların mevcut bilgi seti altında beklentilerin rasyonellięi dikkate alınarak tahmin edilmesi oluşturmaktadır.

Lucas (1973), yukarıdaki varsayımlar altında modelin genel yapısını çok basit şekilde ifade edebilmek için fiyatlar genel seviyesi-üretim gözlemlerinin, toplam talep ve toplam arz eğrilerinin kesişim noktalarına karşılık gelen deęerlerden oluştuęu varsayımını yapmıştır. Toplam talep eğrisi dengede olan para piyasasınca; toplam arz eğrisi ise yine aynı şekilde dengede olduęu varsayılan işgücü piyasasınca belirlenmektedir. Ayrıca toplam talep eğrisinin birim elastik olduęu varsayımı yapılarak oluşturulan modelin büyük ölçüde basitleştirilmesi amaçlanmıştır.

Lucas' a göre her bir piyasadaki arz miktarı tüm piyasalar için doğal bir üretim bileşeni ve piyasadan piyasaya değişen konjonktürel bir bileşenden oluşmaktadır. y_{nt} ve y_{ct} , bileşenlerin logaritmik değerini temsil etmek üzere, z piyasası için arz denklemi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$y_t(z) = y_{nt} + y_{ct}(z) \quad (21)$$

(21) numaralı eşitlikte $y_t(z)$; toplam piyasa arzını, y_{nt} ; arzın doğal kısmını ve $y_{ct}(z)$ ise piyasa arzının konjonktürel kısmını göstermektedir. Arzın doğal kısmı, sermaye birikimi ve nüfus değişimini yansıtan bir trend izlediği varsayımı altında, (22) numaralı denklemdeki gibi şekillenir.

$$y_{nt} = \alpha + \beta t \quad (22)$$

(21) numaralı eşitlikteki konjonktürel bileşen, z piyasasındaki üreticiler tarafından beklentilere göre algılanan görelî fiyat düzeyine ve kendi gecikmeli değerine bağlı olarak değişmektedir.

$$y_{ct}(z) = \gamma [P_t(z) - E(P_t | I_t(z))] + y_{c,t-1}(z) \quad (23)$$

(23) numaralı denklemde $P_t(z)$, z piyasasında t anında gözlemlenen fiyat düzeyini; $E(P_t | I_t(z))$, z piyasası için t anındaki mevcut bilgi setine ($I_t(z)$) bağlı olarak oluşan beklenen fiyat düzeyini ve γ ise görelî fiyat parametresi yani beklenmeyen fiyat değişmelerine karşı arzın tepkisini göstermektedir. Konjonktürel çıktı y_{ct} , trendden sapmayı gösterdiği için $|\lambda| < 1$ olması beklenir.

z piyasasındaki üreticilerin t anında sahip oldukları mevcut bilgi iki farklı bilgi seti ile şekillenir. Bunlardan ilki üreticilerin t anına girdiklerinde ellerinde mevcut bulunan konjonktürel arzın gecikme değerleri ($y_{c,t-1}, y_{c,t-2}, \dots$)'dir. Bu bilgi fiyatlar genel düzeyi P_t 'nin logaritmik değeri hakkında her ne kadar kesin bir çıkarım yapmaya izin vermese de, bütün piyasalar için geçerli olabilecek ortalama bir fiyat düzeyinin dağılımı hakkında önsel bir bilgi edinilmesine imkan tanır. Dolayısıyla fiyatlar genel düzeyi dağılımının \bar{P}_t ortalama ile sabit bir varyansa σ^2 sahip olduğu varsayılır.

z piyasasında t anında üreticilerin sahip olduğu bir diğer bilgi seti ise her bir z piyasası için gözlemlenen fiyatın $P_t(z)$, ekonominin ortalama genel fiyat düzeyi P_t 'den yüzdelik bir sapması yada başka bir deyişle görelî fiyat bağlamında ifade edildiğinde (24) numaralı denkleme ulaşılır.

$$P_t(z) = P_t + z \quad (24)$$

Burada z , beklenen değeri sıfır ve varyansı τ^2 olan normal dağılımlı bir değişkendir. P_t 'den bağımsız olan z , gözlemlenen fiyat $P_t(z)$ 'nin piyasada maruz kaldığı şokları temsil etmektedir.

Gözlemlenmemiş P_t 'nin tahmini için kullanılan mevcut bilgi seti $I_t(z)$ 'de z piyasasında t anında gözlemlenen fiyat düzeyi $P_t(z)$ ile fiyatlar genel düzeyi P_t 'nin geçmiş dönemlerdeki değerleri olmak üzere iki tür bilgi mevcuttur. Bu bilgiler ışığında z piyasasındaki üreticilerin ekonomi geneli fiyat düzeyi hakkındaki beklentileri aşağıdaki gibi oluşur¹.

$$E(P_t | I_t(z)) = E(P_t | P_t(z), \bar{P}_t) = (1 - \theta)P_t(z) + \theta\bar{P}_t \quad (25)$$

(25) numaralı ifadede $\theta = \tau^2 / (\sigma^2 + \tau^2)$ ve varyans $\theta\sigma^2$ 'dir. (21), (23) ve (25) numaralı denklemler yardımı ile z piyasasının arz fonksiyonu (26) numaralı denklemdeki gibi ifade edilir.

$$y_t(z) = y_{nt} + \theta\gamma [P_t(z) - \bar{P}_t] + \lambda y_{c,t-1}(z) \quad (26)$$

Tüm piyasaların ortalaması ise ekonomi geneli toplam arz fonksiyonunu vermektedir. Ekonomi geneli toplam arz fonksiyonu (27) numaralı ifadede gösterilmiştir.

$$y_t = y_{nt} + \theta\gamma (P_t - \bar{P}_t) + \lambda [y_{t-1} - y_{n,t-1}] \quad (27)$$

(27) numaralı eşitlikle elde edilen ekonomi geneli toplam arz fonksiyonunun eğimi, θ' da yer alan görelî fiyat varyansının τ^2 , toplam varyansa $(\sigma^2 + \tau^2)$ oranına bağılı olarak değişim gösterecektir. τ^2 'nin σ^2 'ye kıyasla küçük olduğu durumlarda bireysel fiyat değişimleri hemen hemen fiyatlar genel düzeyi değişimlerini yansıtacağı için arz eğrisi dikey olacaktır. Bu durumda ekonomide politika etkisizliği ile karşılaşılacak yani doğal üretim düzeyi geçerli olacaktır. Ekonomi geneli fiyatların durağan olduğu (σ^2 nispeten küçük olduğu durumda) diğer bir uç durumda ise bireysel fiyat değişimleri, görelî fiyat değişimlerini yansıttığından arz eğrisinin eğimi, γ 'nın limitine yaklaşarak politika etkisizliğinin ortadan kalkmasına imkan tanıyacak ve trendden sapmayı ifade edecektir.

Lucas modelinin talep tarafı, gözlenmeyen fiyat dağılımı P_t 'nin doğrusal dağılımı temelinde oluşturulan arz yanlı modelin bir denge analizine dönüştürülmesi açısından önem arz etmektedir. Lucas, birim esnek olduğunu kabul ettiği toplam talep eğrisi için (28) numaralı eşitlikteki basitleştirici varsayımı dikkate alarak modelini tamamlamaktadır.

$$y_t = -p_t + x_t \quad (28)$$

¹ (25) numaralı denklemde yer alan ekonomi geneli fiyat düzeyi beklentisinin oluşumu için detaylı açıklamaya eksik bilgi modeli kapsamında yer verilmiştir.

Bu basitleştirici varsayım nominal GSMH'nın logaritmik değerini temsil eden x_t 'nin dışsal bir değişken olmasını mümkün kılmakta ve nominal gelirden meydana gelen reel çıktı değişimleri ile fiyat değişimlerinin ekonominin arz yanı ile eşanlı olarak belirlenmesine imkan tanımaktadır. Bağımsız dışsal talep şoklarını temsil eden x_t , δ ortalama ve σ_x^2 varyansa sahip bir değişkendir.

Fiyatlar genel düzeyi P_t ve sonrasında bu değişkenin beklenen değerini ifade eden \bar{P}_t , x_t hariç, doğal üretim bileşenini y_{nt} , talep kaymalarını x_t, x_{t-1}, \dots , ve gerçekleşmiş reel çıktı geçmişini y_{t-1}, y_{t-2}, \dots içeren tüm mevcut bilgi setini optimal bir şekilde kullandığı varsayılan ekonomik birimler tarafından Rasyonel Beklentiler Hipotezi (Muth, 1961) altında açıklanır (29) ve (30) numaralı eşitliklere ulaşılır.

$$P_t = \pi_0 + \pi_1(x_t) + \pi_2x_{t-1} + \pi_3x_{t-2} + \dots + \eta_1y_{t-1} + \eta_2y_{t-2} + \dots + \xi_0y_{nt} \quad (29)$$

$$\bar{P}_t = \bar{P}_0 + \pi_1(x_{t-1} + \delta) + \pi_2x_{t-1} + \pi_3x_{t-2} + \dots + \eta_1y_{t-1} + \eta_2y_{t-2} + \dots + \xi_0y_{nt} \quad (30)$$

Bilinmeyen π_i, η_j ve ξ_0 parametrelerini tahmin etmek için toplam arz ((27)) ve toplam talep ((28)) denklemleri birbirine eşitlendiğinde:

$$y_{nt} + \theta\gamma(P_t - \bar{P}_t) + \lambda[y_{t-1} - y_{n,t-1}] + P_t - x_t = 0 \quad (31)$$

(31) numaralı denkleme ulaşılır. Burada P_t ve \bar{P}_t , (29) ve (30) numaralı denklemlerden elde edilen eşitlikler cinsinden ifade edildiğinde x_t, y_t ve y_{nt} değerleri hesaplanır. Elde edilen bu değerler parametre çözümlemesinde kullanıldığında ise (32) ve (33) numaralı denklemlere ulaşılır.

$$P_t = \frac{\theta\gamma\delta}{1+\theta\gamma} - \lambda\beta + \frac{1}{1+\theta\gamma}x_t + \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma}x_{t-1} - \lambda y_{t-1} - (1-\lambda)y_{nt} \quad (32)$$

$$y_t = -\frac{\theta\gamma\delta}{1+\theta\gamma} + \lambda\beta + \frac{\theta\gamma}{1+\theta\gamma}\Delta x_t + \lambda y_{t-1} + (1-\lambda)y_{nt} \quad (33)$$

$\pi = \theta\gamma / (1 + \theta\gamma)$ kabul edilerek, P_t bir fark denklemine, y_t de trendden yüzde sapma olan y_{ct} denklemine dönüştürüldüğünde reel çıktı ve enflasyon oranının denge değerlerini gösteren (34) ve (35) numaralı eşitlikler aşağıdaki gibi şekillenir.

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (34)$$

$$\Delta P = -\beta + (1-\pi)\Delta x_t + \pi\Delta x_{t-1} - \lambda\Delta y_{c,t-1} \quad (35)$$

Reel çıktı ve enflasyon oranının denge değerini veren (34) ve (35) numaralı denklemler x_t deki değişmelerle yer değiştiren toplam talep eğrisi ile beklentileri belirleyen değişkenler vasıtasıyla yer değiştiren toplam arz eğrisinin kesişim noktalarını verir. Ayrıca bu denklemlerden de görüleceği üzere, enflasyon oranı ve reel çıktının konjoktürel bileşeninin denge değer çözümleri, nominal çıktının geçmiş (Δx_{t-1}) ve cari (Δx_t) değerlerindeki değişimler tarafından belirlenmektedir. Nominal genişleme oranındaki (Δx_t) bir değişim, reel çıktı üzerinde anlık ve giderek azalan bir geometrik etkiye sahipken, fiyatlar üzerindeki anlık etki ise 1-reel üretim etkisi ($1-\pi$) şeklinde gerçekleşmektedir. Etkinin geri kalanı ise takip eden dönemlerde kendini göstermektedir. Arzda ki kaymalardan doğan bu dönemlerde ki etki ise üretim maliyetlerinde meydana gelen değişmelerin aksine talep değişimlerinin gecikmeli algılanmasından kaynaklanmaktadır.

Tüm bu özelliklere ek olarak model, çıktının doğal bir oranının δ , varlığını da iddia etmektedir. Böylece nominal gelir büyümesinin ortalamasında meydana gelen değişimlerin reel çıktı üzerinde bir etkisinin olmadığı da denklem (34)'ten açıkça görülebilmektedir. Diğer taraftan beklenmeyen talep değişimleri çıktı üzerinde ödünleşme parametresi π 'nin büyüklüğü kadar bir reel etkiye sahiptir. Üreticilerin kendi piyasaları ile genel piyasa arasında düşmüş olmuş yanılığın doğan söz konusu etkinin büyüklüğü ise talep değişimlerinin varyansı azaldıkça ödünleşme parametresi π 'nin artmasıyla açıklanır. π 'yi θ ve γ , θ 'yi σ^2 ve τ^2 cinsinden daha açık bir şekilde ifade etmek gerekirse (36) numaralı eşitlik elde edilir.

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{\sigma^2 + \tau^2 (1 + \gamma)} \quad (36)$$

σ^2 'nin sabit varyans cinsinden olan $\sigma_x^2 / (1 + \gamma \theta)^2$ değerinin eşitlikte yerine koyulmasıyla birlikte π parametresi değerinin toplam talep varyansı (σ_x^2) büyüklüğüne bağlı olduğunu gösteren (37) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$\pi = \frac{\tau^2 \gamma}{(1 - \pi)^2 \sigma_x^2 + \tau^2 (1 + \gamma)} \quad (37)$$

Enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi toplam talep varyansının (σ_x^2) yanı sıra piyasalara özgü toplam talep varyansı (σ_w^2) cinsinden de ifade edilmek istenirse (38) numaralı eşitlik dikkate alınarak (39) numaralı eşitliğe ulaşılır (Cukierman ve Wachtel, 1979:599).

$$\tau^2 = \frac{\sigma_w^2}{(1 + \gamma \theta)^2} \quad (38)$$

$$\pi = \frac{\sigma_w^2 \gamma}{(1 - \pi)^2 \sigma_x^2 + \sigma_w^2 (1 + \gamma)} \quad (39)$$

(40) numaralı eşitlikte σ_w^2 ve γ 'nın ülkeler arasında istikrarlı yani sabit olduğu varsayımı altında $\sigma_x^2 = 0$ için $\pi = \gamma/(1 + \gamma)$ değerini alırken; σ_x^2 sonsuza giderken π sifira yakınsamaktadır. Bu sonuç ise talep şoklarının varyansı arttıkça π 'nin değerinin azalacağını savunan Lucas Değişkenlik Hipotezinin temelini oluşturmaktadır.

Bu bağlamda yukarıda tüm hatlarıyla açıkça sunulmuş olan Lucas modelinin hem zaman serisi hem de yatay-kesit verileri altında ampirik olarak test edilebilir üç hipotezinin olduğu görülmektedir.

Hipotez 1: Enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şoklarının varyansı arasında negatif yönlü bir ilişki vardır. Bu hipotez nominal toplam talep değişkenindeki değişmelerin varyansı arttıkça bu değişmelere karşı reel çıktının vereceği tepkinin azalacağını ifade eder.

$$\frac{\partial \pi}{\partial \sigma_x^2} = \frac{-\gamma \sigma_w^2}{(\sigma_x^2 + \sigma^2(1+\gamma))^2} < 0 \quad (40)$$

Hipotez 2: Toplam talep şoklarının varyansı ile fiyatlar genel düzeyi değişmelerinin varyansı arasında pozitif bir ilişki vardır. Bu ilişkinin geçerliliği toplam arz esnekliği ile yanlış algılama parametresinin sabit olması varsayımına dayanmaktadır.

$$\frac{\partial \sigma^2}{\partial \sigma_x^2} = \frac{1}{(1+\gamma\theta)^2} > 0 \quad (41)$$

Hipotez 3: Son hipotez ise ilk iki hipotezin doğal bir sonucu olarak enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı arasındaki ilişkinin negatif olacağını savunmaktadır. Bu hipotez fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı arttıkça (azaldıkça) reel çıktının toplam talep şoklarına vereceği tepkinin azalacağını (artacağını) ifade etmektedir.

$$\frac{\partial \pi}{\partial \sigma_p^2} = \frac{-\gamma \sigma^2}{(\sigma_p^2 + \tau^2(1+\gamma))^2} < 0 \quad (42)$$

İKİNCİ BÖLÜM

2. LUCAS DEĞİŞKENLİK HİPOTEZİNE İLİŞKİN LİTERATÜR TARAMASI

Enflasyon ve çıktı arasındaki ödünleşme olgusu iktisat literatüründe farklı bakış açıları ve farklı hipotezlerle birçok kez ele alınmıştır. Bu hipotezlerin en önemlilerinden biri şüphesiz ki enflasyon-çıktı ödünleşmesini Rasyonel Beklentiler varsayımı altında istatistiksel bir yaklaşımla ilk defa modelleyen Yeni Klasik İktisadın öncü temsilcilerinden Robert Lucas'ın Değişkenlik Hipotezi'dir. Lucas, "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs" başlığı ile 1973 yılında yayınladığı çalışmasıyla değişkenlik hipotezi için sadece teorik temeller oluşturmakla kalmamış enflasyon-çıktı ödünleşmesine ülkeler arası karşılaştırmalı kanıtlar da ortaya koymuştur. Bu bağlamda öncü niteliğinde olan bu çalışmanın hemen akabinde Lucas modeli hem ülkeler arası karşılaştırmalı olarak ele alınmış hem de tek ülke bazında özellikle 70'li ve 90'lı yıllar arasında birçok iktisatçı tarafından ampirik olarak test edilmiştir. Hatta nadir de olsa değişkenlik hipotezini endüstriler arası karşılaştırmalı olarak ele alan çalışmalara rastlamak mümkündür. Dolayısıyla literatür taramasına Lucas'ın makroekonomiye birçok açıdan yenilikler kazandırdığı çalışmasıyla başlamak ve çalışmalarını ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmalar, tek ülkeyi baz alan çalışmalar ve endüstriler arası karşılaştırmalı çalışmalar başlıkları altında sınıflandırarak ele almak literatürün daha anlaşılır olmasına imkan tanıyacaktır.

Şunu da belirtmekte de fayda vardır ki Lucas'ın değişkenlik hipotezinin geçerliliğini sınavan çalışmaların büyük bir bölümü 1995 yılı ve öncesine aittir. Bu yıldan sonra dikkat çeken en önemli nokta değişkenlik hipotezinin sınırlı sayıda çalışmaya konu olmuş olmasıdır. Özellikle 2000'li yıllara gelindiğinde belki de Yeni Klasik makroekonomik modellerin geçerliliğini kaybetmiş olduğu düşüncesi Lucas değişkenlik hipotezini test eden ampirik çalışmaların sayısına yansımış ve bu bağlamda değişkenlik hipotezinin geçerliliğini test eden çalışma sayısının hızlı bir düşüş sergilemesine sebep olmuştur. Dolayısıyla mevcut tezde 2000 yılından sonra kısıtlı sayıda ampirik çalışmaya yer verilmiş olmasının temel nedeni budur.

2.1. Ülkeler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar

Lucas (1973), rasyonel beklentiler teorisinin öngördüğü değişkenlik hipotezini 18 ülkenin içinde bulunduğu bir analizle karşılaştırmalı olarak ele almıştır. Analizin karşılaştırmalı olarak ele alınmasının altında yatan neden ise çıktı ve fiyat seviyesi hareketlerini tek bir ülke için 'açıklamaktan' ziyade enflasyon-çıktı 'ödünleşmesinin' ülkeler arasında farklılaşp farklılaşmadığı

sonusuna cevap aramaktır. Bu bağlamda analizinde 1952-1967 dönemi yıllık verilerini kullanan Lucas her bir ülke için ayrı ayrı tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasında kurmuş olduğu teorik ilişkiden yararlanmıştır. Toplam talep politikası değişkeni olarak nominal GSMH değişkenini dikkate alan Lucas, analizine ilk olarak ülkelerin her biri için hesaplanan nominal gelir değişimlerinin varyanslarını karşılaştırarak başlamıştır. Bu bağlamda ele alınan ülkeler, nominal gelirleri açısından karakterize edildiğinde iki farklı nominal gelir davranışının gözlemlendiği dikkati çekmektedir; Arjantin ile Paraguay, ve diğerleri. Yüksek oynaklığa sahip genişletici talep politikalarının uygulandığı ve bunun bir sonucu olarak yüksek toplam talep şokları değişkenliğine sahip ülkeler Arjantin ve Paraguay'dır. Nispeten oynaklığı daha az ve ılımlı genişletici politikaların uygulandığı ve bunun bir sonucu olarak düşük toplam talep şokları değişkenliğine sahip diğer ülkeler ise Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Batı Almanya, Guatemala, Honduras, İrlanda, İtalya, Hollanda, Norveç, Paraguay, Porto Riko, İsveç, Birleşik Krallık, ABD, Venezüella'dır. Bu bağlamda yapılan karşılaştırmalar yüksek enflasyona sahip ülkeler için tahmin edilen toplam talep varyanslarının, fiyat istikrarı sağlamış 16 ülkeye kıyasla 10 kat daha fazla olduğu sonucunu ortaya koymuştur².

Bu kıyaslamaların hemen ardından enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin ülkeler arasında farklılık gösterip göstermediğini belirlemek adına, 18 ülkenin her birine ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi tahmin değerlerini elde etmek için ülkelerin trendden arındırılmış reel GSMH'lerini nominal gelir değişimleri üzerine regres eden Lucas, indirgenmiş arz denklemini En Küçük Kareler (EKK) yöntemi altında tahmin etmiştir. İstikrarlı toplam talep politikaları izleyen 16 ülke için elde edilen ödünleşme parametreleri 0.287 ile 0.910 arasında değerler alırken³; bu parametrenin Arjantin için 0.011, Paraguay içinse 0.022 olarak tahmin edildiği görülmüştür. Ayrıca talep politikalarının istikrarsız olduğu bu iki ülkeye ait ödünleşme parametrelerinin, istikrarlı talep politikalarına sahip ülkelere kıyasla yaklaşık 10 kat daha küçük olduğu elde edilen sonuçlar arasındadır. Son olarak enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ile nominal gelir değişim varyansı aracılığıyla temsil edilen toplam talep şokları varyansı arasında ülkeler arası kıyaslamalar yapan Lucas, istikrarlı toplam talep politikaları izleyen ve bunun doğal bir sonucu olarak düşük toplam talep şokları değişkenliğine (0.00086) sahip 16 ülke için, enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin değerini yüksek (0.569), istikrarsız toplam talep politikaları izleyen ve dolayısıyla yüksek toplam talep şokları değişkenliğine (0.02502) sahip ülke grubu içinse bu parametrenin (0.016) düşük olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme

² Arjantin ve Paraguay için tahmin edilen nominal gelir değişimi varyansları sırasıyla 0.01555 ve 0.03450 değerlerini alırken; istikrarlı toplam talep politikaları izleyen 16 ülke için varyanslar 0.00014 ile 0.00139 değerleri arasında değişim göstermektedir.

³ En yüksek parametre tahmini 0.910 ile ABD'ye, en düşük parametre tahmini ise 0.287 ile Honduras ve İsveç'e aittir.

parametreleri arasında hesaplanan korelasyon katsayısı ise -0.67 'dir⁴. Hesaplanan korelasyon katsayısı ve elde edilen tüm bu bulgular ışığında Lucas, toplam talep şoklarının varyansı arttıkça enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin değerinin azalacağını savunduğu değişkenlik hipotezini kanıtlar nitelikteki sonuçlarını ülkeler arası karşılaştırmalı olarak ortaya koymuştur.

Lucas (1973)'in hemen ardından değişkenlik hipotezini test eden çalışmalardan ilki Arak (1977)'a aittir. Arak, Lucas (1973)'in çalışmasında yapmış olduğu tüm tahminlerin nominal GSMH'nin dışsal bir değişken olduğu varsayımına dayandığını belirtmiş, kısıtlayıcı olan bu varsayımın uygun olmadığı durumlarda Lucas'ın test yönteminin taraflı sonuçlar verebileceğini öne sürmüştür. Bunun üzerine Lucas (1973) modelini yeniden düzenleyerek alternatif bir spesifikasyon geliştiren Arak, fiyat elastikiyeti için özel bir varsayım ihtiyacı duyulmaması halinde nominal GSMH'nin dışsal değil de içsel bir değişken olarak modele dahil edilebileceğini savunmuştur. Bu varsayım altında Lucas'ın fiyat esnekliğini "bir" olarak kabul ettiği toplam talep denklemini⁵, birim esneklik dışındaki esneklik değerlerini de dikkate alacak şekilde yeniden düzenleyen Arak, geliştirmiş olduğu metodolojiyi 1952-1967 dönemi kapsamında ABD ekonomisi için test etmiş ve fiyat elastikiyet katsayısının, Lucas'tan tamamen farklı bir şekilde 2.9 olduğu sonucuna ulaşmıştır. Ayrıca çalışmada fiyat elastikiyet katsayısının yanı sıra tahmin edilen arz tepki katsayısının da Lucas (1973)'in parametre tahmininden farklı olduğu tespit edilmiştir. Yeni metodoloji altında elde edilen bulguların tamamının Lucas modelini destekler nitelikte olmaması üzerine Arak, Lucas tarafından kabul edilen temel modelin özellikle ABD ekonomisi için ya arz/talep fonksiyonları ya da rasyonellik varsayımı dikkate alınarak yeniden gözden geçirilmesi gerektiğini savunmuştur. Daha sonrasında Arak'ın eleştirisine bir yanıt olarak yayınladığı 1977 yılı çalışması ile birlikte Lucas, toplam talebin fiyat elastikiyet katsayısının 'bir' e eşit olduğu hipotezinin istatistiksel olarak reddedilemeyeceğini özellikle ABD ekonomisi için göstermiş ve modelin fiyat elastikiyet katsayısı varsayımının taraflı olmadığını istatistiksel gerekçelerle ortaya koymuştur.

Lucas (1973)'in modelini farklı teorik yaklaşımlar altında yeniden düzenleyen Cukierman ve Wachtel (1979) ise Lucas etkisinin yakalanmasına imkan tanıyan yeni bir modifikasyon geliştirmişlerdir. Bu teorik yaklaşımlardan ilki Lucas'ın tek bir mal üzerine inşa ettiği modelin çok mallı bir model olarak yeniden yorumlanmasını içermektedir. Cukierman ve Wachtel'in modelini Lucas'tan ayıran ikinci yaklaşım ise ekonominin geneli için denge şartı içeren orijinal modelin, ekonomideki her bir mal ya da her bir piyasa için ayrı ayrı denge şartını sağlayacak şekilde modifiye edilmesini içermektedir. Bu modifikasyonun en önemli çıkarımlarından biri Lucas modelinin aksine görece fiyatlar için hareketli varyansları dikkate alma gerekliliğini vurgulamasıdır.

⁴ Lucas her ne kadar çalışmasında korelasyon katsayısını hesaplamaktan sakınmış olsa da, ülkeler için elde edilen toplam talep şokları varyansları ile tahmin edilen çıktı ödünleşme katsayıları arasındaki korelasyon katsayısı çalışmada ki tahmin değerleri üzerinden kolayca hesaplanabilmektedir.

⁵ Arak, Lucas (1973)'in modeline alternatif olarak geliştirdiği spesifikasyonunda toplam talep denklemini $y_t = -\xi P_t + x_t$ şeklinde modele dahil etmiştir. Denklemden de görüleceği üzere fiyat elastikiyet katsayısı ξ olarak ele alınmıştır.

Tüm bu teorik eleştiriler altında 1947-1975 dönemi ABD'si için gerçekleştirilen analizler, düzenlenmiş yeni modelin varsayımlarını destekler nitelikte sonuçlar sergilemiştir.

Cukierman ve Watchel (1979)'in piyasaların her biri için denge şartını bireysel olarak sağlayacak şekilde oluşturmuş olduğu bu yeni modifikasyon daha sonra Froyen ve Waud (1980) tarafından dikkate alınmıştır. Froyen ve Waud (1980) bu yeni modifikasyon altında Lucas (1973; 330)'ın görece fiyatlardaki beklenmeyen değişimlere karşı arz tepkisini gösteren γ katsayısı ile piyasaya özgü talep şokları varyansı σ_w^2 için yapmış olduğu istikrarlılık varsayımını kabul etmeleri durumunda ortaya çıkan düzeltilmiş yeni Lucas modelinin test edilebilir üç hipotezinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu hipotezlerden ilki orijinal Lucas modelinde de olduğu gibi enflasyon-çıkı ödünleşme parametresi (π) ile toplam talep şokları varyansı arasında (σ_x^2) negatif bir korelasyonun olması gerektiğini savunurken, ikinci hipotez ise toplam talep şokları varyansı (σ_x^2) ile fiyatlar genel düzeyindeki değişimlerin varyansı (σ^2) arasında pozitif bir korelasyonun varlığını öngörmektedir. Son hipoteze göre ise enflasyon-çıkı ödünleşme parametresi ile fiyatlar genel düzeyindeki değişimlerin varyansı arasında negatif bir korelasyon olmalıdır. Bu doğrultuda çalışmada ikinci ve üçüncü hipotezin geçerliliği de sınanarak bir ölçüde Lucas modelinin ampirik tutarlılığına kanıtlar aranmaya çalışılmıştır. Endüstrileşmiş 10 ülke⁶ için 1956-1976 dönemini içeren yıllık verilerin yanı sıra üçer aylık verilerin de kullanıldığı analizde ele alınan tüm dönemin özellikle enflasyon değişkenliği açısından 1967'den sonra büyük ölçüde farklılaştığı bulgusuna ulaşılmıştır. Analizin geri kalan kısmına 1956-1966 ve 1967-1976 olmak üzere bu dönemde ortaya çıkan rejim değişimlerini baz alarak devam eden yazarlar, özellikle üçer aylık veriler için sadece üçüncü hipotezi destekler nitelikte sonuçlara ulaşabildiklerini ilk iki hipotez içinse üçüncü hipotez kadar güçlü sonuçlar elde edemediklerini raporlamışlardır. Elde edilen bulguların değişkenlik hipotezini yeterince desteklememesi üzerine Lucas'ın yapmış olduğu varsayımların gözden geçirilmesi gerektiğini savunan Froyen ve Waud, öncelikle Lucas modelini bilgi yapısı kapsamında ele almışlardır. Analiz sonuçlarının enflasyon oranı varyansı arttıkça enflasyon-çıkı ödünleşmesinin bozulduğuna işaret ettiğini belirten yazarlar, π ile σ^2 arasındaki negatif korelasyon tahminlerinin Lucas'ın eksik bilgi modelini baz alarak yaptığı varsayım tarafından desteklendiği sonucuna ulaşmışlardır. Ancak Lucas (1977; 731)'in "konjonktürel hareketlerin temel kaynağı talep dalgalanmalarıdır" şeklinde ifade ettiği diğer bir varsayımın bu bulgular ışığında Froyen ve Waud tarafından destek bulmaması üzerine özellikle 1967'den sonra endüstrileşmiş ülkelerin deneyimlediği arz şokları ışığında modelin yeniden düzenlenmesi gerektiği savunulmuştur. Bu bağlamda yazarlar tarafından arz şoklarıyla genişletilmiş model aşağıdaki gibi düzenlenerek yeni bir modifikasyona ulaşılmıştır.

$$y_t(v) = y_{nt} + \gamma\theta(p_t(v) - \bar{p}_t) + \lambda y_{c,t-1}(v) + \mu_t \quad (43)$$

⁶ Bu ülkeler Birleşik Krallık, Kanada, ABD, İtalya, Japonya, Belçika, İsviçre, Fransa, Hollanda ve Batı Almanya'dır.

burada μ_t , v ile temsil edilen bireysel piyasanın arz denklemine dahil edilen toplam arz şoklarını göstermektedir. Model talep denkleme dikkate alınarak tamamlandığında;

$$\pi = \frac{\gamma}{(\sigma_\mu^2 + \sigma_x^2)/\sigma_w^2 + (1+\gamma)} \quad (44)$$

$$\sigma_p^2 = 2\sigma^2 = \frac{2(\sigma_x^2 + \sigma_\mu^2)}{(1+\theta\gamma)^2} \quad (45)$$

$$\theta = \frac{\sigma_w^2}{\sigma_w^2 + \sigma_\mu^2 + \sigma_x^2} \quad (46)$$

eşitliklerine ulaşılır. Burada σ_μ^2 , toplam arz şokları varyansını göstermektedir. Tüm bu bulgular altında özellikle 1967 yılından sonra yaşanan dönemin istikrarsız bir dönem olarak ortaya çıkması Froyen ve Waud'un Lucas (1973)'i γ ve σ_w^2 'yi ülkeler itibariyle istikrarlı kabul etmesi açısından örtük yapılmış bir varsayım olması gerekçesiyle eleştirmelerine sebep olmuştur. Sonuç olarak bakıldığında Froyen ve Waud'un çalışması Lucas hipotezinin test edilebilir üç hipotezini ortaya koyması, arz şoklarını modele dahil etmesi ve ilk defa periyotlar arası bir yaklaşımı benimsemesi açısından literatüre çok önemli bir katkı niteliği taşımaktadır.

Koskela ve Viren, Lucas (1973) ile aynı ülke grubunu dikkate aldıkları 1980a yılı çalışmalarında, değişkenlik hipotezini hem dönem hem de ekonometrik kapsam açısından çok daha geniş bir biçimde ele almışlardır. Öncelikle 1950 ve 1960'lara göre daha yüksek bir enflasyon ortamının yaşandığı 1970'li yılları analize dahil eden yazarlar, Lucas tarafından ele alınan 1952-1967 dönemini 1952-1977 yıllarını kapsayacak şekilde genişletmişler ve böylece yüksek enflasyon oranları ışığında değişkenlik hipotezinin performansını ölçmeyi amaçlamışlardır. Ekonometrik analiz açısından yapılan iyileştirmeler ise kullanılan yöntem ile modelin geçerliliğinin değerlendirilme aşamasını dikkate almaktadır. İlk olarak Lucas (1973)'in EKK yöntemini kullanarak her bir ülke için tek tek tahmin etmiş olduğu reel çıktı denklemlerinin, hata terimlerinin ülkeler arası bağımlılık problemini göz ardı ettiği ihtimalini değerlendiren Koskela ve Viren, uygun tahmin prosedürünün Görünürde İlişkisiz Sistem Denklemlerini (SUR) kullanmak olduğunu vurgulamışlardır. Böylelikle elde edilen sonuçların tek denklem tahmin tekniklerine duyarlı olup olmadığının belirlenmesi de çalışmanın ikinci amacını oluşturmuştur. Diğer bir amaçları hipotezin geçerliliğini enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki sıra korelasyon katsayısının yanı sıra indirgenmiş arz denkleminin açıklayıcılık gücü (R^2) ile toplam talep değişimlerinin varyansı arasındaki sıra korelasyon katsayısını dikkate alarak ortaya koymak olan yazarlar, bu iki istatistik arasında ters yönlü bir ilişkinin mevcut olması gerektiğini savunmuşlar ancak bu iddia için teorik bir altyapı oluşturmamışlardır. Ayrıca çalışmada 1952-1977 dönemi uzun bir dönem olarak nitelendirilmiş ve bu bağlamda reel gelirin sadece trend üzerine koşulmasının uygun olmadığı belirtilmiştir. Bu gerekçe altında reel gelir, trend ve nüfus üzerine regres edilerek elde edilen tahmin değerlerinin normal çıktıyı, hata terimlerinin ise konjonktürel

çıkıyı temsil etmesine imkan tanınmıştır. Tüm bu iyileştirmeler altında 1952-1967 ile 1952-1977 dönemi sonuçlarını karşılaştıran Koskela ve Viren, EKK yöntemi altında tahmin edilen ödünleşme parametreleri ile toplam talep şokları varyansı arasındaki sıra korelasyon katsayısının ilk dönem için istatistiksel olarak %5, ikinci dönem olan 1952-1977 yılları içinse %1 seviyesinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu bulgusuna ulaşmışlardır. SUR yöntemi tahminlerine göre elde edilen istatistiklerle hesaplanan Spearman sıra korelasyon katsayısı incelendiğinde ise; katsayının ilk dönem için istatistiksel olarak anlamlı olmadığı ancak ikinci dönemde istatistiksel anlamlılığı %1 düzeyinde sağladığı görülmüştür. Sonuç olarak çıktı denkleminde hem ardışık hem de ülkelerarası bağımlılık probleminin dikkate alınması Lucas'ın da ele aldığı 18 ülke için değişkenlik hipotezinin geçerli olduğunu kanıtlayan daha kuvvetli istatistiksel bulgular ortaya koymuştur.

Koskela ve Viren, yine 1980b yılında olmak üzere gerçekleştirdikleri ikinci bir çalışma ile bu sefer İskandinav ülkeleri özelinde değişkenlik hipotezinin geçerliliğini test etmişlerdir. Hipotez, bu defasında 1952-1976 dönemi için ülkeler arası yıllık karşılaştırmalı veriler kullanılarak Danimarka, Finlandiya, İzlanda, Norveç ve İsveç için ele alınmıştır. Lucas (1973) ile aynı ülke grubunu dikkate aldıkları ilk çalışmalarında (1980a) olduğu gibi hata terimlerinin ülkeler arasında bağımlı olabileceği ihtimalinden yola çıkan yazarlar ülkeler için tek denklem tahminlerinin yanı sıra Zellner' in SUR tekniğini kullanmışlardır. Çalışmada ilk olarak her bir ülkeye ait çıktı denklemi EKK yöntemi altında tahmin edilmiştir. Hata terimlerinde ardışık bağımlılık sorununun Hildreth-Lu ve Cochrane-Orcut prosedürleri ile giderilmesinin ardından en yüksek toplam talep şokları varyansına sahip iki ülke olan Finlandiya ve İzlanda'nın en düşük ödünleşme parametre değerine; en düşük toplam talep şoku varyansına sahip olan Danimarka'nın en yüksek ödünleşme parametresi değerine sahip olduğu görülmüştür. Ancak geri kalan iki ülke dikkate alındığında reel çıktı denklemi için tek denklemler tahmin sonuçları değişkenlik hipotezinin geçerliliği açısından yeterli kanıtları ortaya koyamamıştır. Aynı şekilde SUR tekniği altında elde edilen sonuçlar, her ne kadar karışık bulgular sunan tek denklemler tahmin sonuçlarından daha iyi bir performans sergilemiş olsa da İskandinav ülkeleri için yıllık veri seti altında değişkenlik hipotezinin kabulü için yeterli olarak görülmemiştir.

Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğine ülkelerarası karşılaştırmalı kanıt arayan çalışmalardan bir diğeri de Alberro (1981)'ya aittir. Lucas (1973)'ın analizinin örneklem kapsamında genişletilmiş bir versiyonu olan çalışmadaki asıl amacının kullanılan ekonometrik teknikleri netleştirmek olduğunu ifade eden Alberro, bu amacının yanı sıra örneklemin genişletilmesiyle birlikte hipotezin geçerliliğini koruyup korumadığını da incelemek istemiştir. 1953-1969 dönemi için toplam talep şokları varyansı ile ödünleşme parametresi arasındaki ilişkiyi inceleyen Alberro, Lucas'ın orijinal çalışmasında 18 olarak ele aldığı ülke sayısını büyük ölçüde arttırarak 49'a çıkarmıştır. Bu ülkelerden diğerlerine kıyasla daha yüksek toplam talep şokları

varyansına sahip olanlar Arjantin, Brezilya, Endonezya, Kore, Şili ve Uruguay'dır⁷. Politika değişkeni olarak nominal gelirin kullanıldığı çalışmada öncelikle toplam talep şoklarının korelogramı ve birinci-sıra otoregresif modeli incelenerek nominal talep şoklarının bağımsız dağılımlı olup olmadığı incelenmiştir. Ardından indirgenmiş yapıdaki arz denkleminin hata terimlerindeki ardışık bağımlılık problemine yönelik Alberro, problemin tespiti için Durbin-Watson istatistiğinden; sorunun giderilmesi içinse Cochran-Orcut algoritmasından yararlanmıştır. Lucas modelinin geçerli olması için ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki negatif ilişkinin tek başına yeterli olmadığını belirten Alberro'ya göre, indirgenmiş formdaki denklemlerin güvenilirliğini yansıtan R^2 ve F-istatistiklerinin yeterli şartları sağlaması ve tahmin edilen parametrelerin model tarafından öngörülen aralıkta yer alması gerekmektedir. Bu bağlamda hesaplanan R^2 değerleri, örneklemdaki ülkelerin dörtte üçü için modelin reel gelirdeki dalgalanmaların en az yarısını öngörebildiği sonucunu ortaya koymuştur. 49 ülkenin 40'i için tahmin edilen F istatistiğinin istatistiksel olarak anlamlı olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Aynı denklemden tahmin edilen ödünleşme parametreleri incelendiğinde ise; ödünleşme parametresinin 40 ülke için en az %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu ve 0 ile 1 arasında değerler aldığı görülmüştür⁸. Geriye kalan 9 ülkenin 7'sinde parametre istatistiksel olarak sıfırdan farklı bulunamazken diğer iki tanesinde ise model tarafından öngörülen aralıkta değerler almamıştır. Son olarak Lucas (1973)'in her iki ülke grubu için elde ettiği ödünleşme-parametresi ve toplam talep şokları varyansları değerleriyle kendi tahmin değerlerini karşılaştıran Alberro, daha geniş bir örneklem altında elde ettiği tüm bulguların Lucas'ın ana argümanını destekler nitelikte olduğu sonucuna varmıştır.

Lucas (1973)'in orijinal modelini ekonomilerin dışa açıklıklarını dikkate alacak şekilde genişleten ve bu yeni metodoloji kapsamında ilk kez ampirik olarak test edenler ise Parkin vd. (1981) olmuştur. Yazarların Lucas'ın modeline eleştirel yaklaşmasında ki temel gerekçe ise ülkelerarası enflasyon farklılıklarının ciddi ölçüde döviz kuru rejimlerinden etkilenebilecek olmasının Lucas modelinde göz ardı edilmiş olmasıdır. Bu bağlamda ekonomiler esnek ve sabit döviz kuru olmak üzere alternatif iki rejim altında modellenmiştir. Model, esnek döviz kuru sistemi için nominal toplam talep varyansı ile kısa dönem enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında negatif bir ilişkiyi öngörürken, sabit kur rejimi içinse bu negatif ilişkinin yalnızca ödünleşme parametresi ile dış şokların varyansı arasında olabileceğini savunmaktadır. Böylelikle Lucas (1973)'in analizinde ele aldığı örneklemleri Fransa, Japonya ve İsviçre'yi de ekleyerek genişleten Parkin ve diğerleri, 1953-1978 dönemi için değişkenlik hipotezinin açık bir ekonomi modeli kapsamında test edilmesine imkan tanımışlardır. Tam Bilgi Maximum Olabilirlik (FIML) yöntemi

⁷ Hesaplanan toplam talep şokları varyansı istikrarlı toplam talep politikaları izleyen 43 ülke için 0.00013-0.00972 aralığında değişirken, istikrarsız toplam talep politikalarına sahip altı ülke için 0.01562-0.42321 aralığında gerçekleşmiştir.

⁸ Türkiye için istatistiksel olarak %5 düzeyinde anlamlı olan ödünleşme parametresinin tahmin değeri 0.267'dir.

altında elde edilen tahmin sonuçları 21 ülkeden sadece 2'si için parametre işaretleri ve istatistiksel anlamlılıkları bakımından gerekli kısıtları sağlayamamış gibi görünse de geride kalan 19 ülke için hem esnek hem de sabit döviz kuru sistemleri için enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile gerek toplam talep şokları varyansı gerekse dış şokların varyansları arasında beklenen negatif ilişkiye ilişkin yeterince net sonuçlara ulaşılamamıştır.

Kormendi ve Meguire (1984) Lucas (1973) modelini, toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişkinin beklentilerin rasyonel olmaması durumunda da yakalanabileceğini iddia ettikleri alternatif bir modelle ele almışlardır. Yazarlara göre nominal gelir, fiyat düzeyi ile reel gelirin çarpımından türetildiği için, Lucas (1973) tarafından ortaya koyulan ülkelerarası karşılaştırmalı negatif ilişki Phillips eğrisi modelindeki politika etkisizliğini dikkate alan fakat beklentilerin rasyonel olmadığı modellerle de tahmin edilebilir. Bu bağlamda Barro (1977, 1978)'nin metodolojisi altında elde edilen beklenmeyen parasal büyüme değişkeni nominal şok değişkeni olarak Lucas (1973)'in spesifikasyonuna dahil edilmiş ve modelin ülkelerarası değişen politika rejimlerini dikkate alan bir forma kavuşması sağlanmıştır. Tüm bu varsayımlar altında oluşturulan alternatif yaklaşım, farklı politika rejimi sergileyen 47 ülkenin yıllık verileri için enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile parasal şokların varyansı arasında öngörülen negatif ilişkinin varlığını ortaya koyarak hem değişkenlik hipotezinin geçerliliğini kanıtlamış hem de Kormendi ve Meguire'nin ileri sürdüğü savı destekleyici nitelikte olduğunu göstermiştir.

Metodolojik açıdan Lucas (1973)'ü eleştiren ve değişkenlik hipotezinin daha ileri bir ampirik teknik ile test edilmesi gerektiğini savunan çalışmalardan biri de Jung (1985)'e aittir. Jung, Lucas'ın ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasında öngörmüş olduğu negatif ilişkinin, görece fiyatlardaki beklenmeyen değişimlere karşı arz tepkisini gösteren γ katsayısı ile piyasaya özgü talep şokları varyansının ancak ülkeler için istikrarlı olduğu varsayımının kabul edilmesi durumunda teorik bir altyapıya oturtulabildiğini ifade etmiştir. Böyle bir varsayımın makul gözükmediğini ileri süren Jung'a göre nispi fiyat parametresi γ ile piyasaya özgü talep şokları varyansı ülkeler arasında istikrarlı olmayabilir. Lucas'a ait varsayımın ortadan kalkması durumunda ise enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki negatif ilişkinin tespit edilmesi artık basit korelasyon katsayısının hesaplanması ile mümkün gözükmemektedir. Çünkü ikiden fazla değişkenin dikkate alındığı bir ilişkide ikili değişkenler arasındaki ilişkilerin ancak kısmi korelasyon katsayıları vasıtasıyla belirlenebileceğini belirten Jung, bu varsayımları altında değişkenlik hipotezini 19'u gelişmiş ve 37'si gelişmekte olan 56 ülke için test etmiştir. Lucas'ın orijinal modelinin yanı sıra Froyen ve Waud (1890) tarafından öne sürülen diğer iki hipotezin de geçerliliğinin araştırıldığı çalışmada tahmin edilen ödünleşme parametrelerinden 42'sinin 0-1 aralığında değerler aldığı geri kalan ülkelerde ise istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmayan negatif ödünleşme parametrelerinin elde edildiği görülmüştür. Ödünleşme parametresi, nominal şok ve fiyatlar genel seviyesi varyansları arasındaki ilişkiler hem basit hem de

kısmi korelasyon katsayıları aracılığıyla incelendiğinde değişkenlik hipotezinin gelişmiş ülkeler için geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Gelişmekte olan ülkeler tarafına bakıldığında ise öngörülen ilişkilerin, gelişmiş ülkelere daha ılımlı bir şekilde desteklenmiş olduğu görülmüş olsa da gelişmiş ülkelerde olduğu kadar kuvvetli istatistiksel sonuçlara ulaşamamıştır. Dolayısıyla değişkenlik hipotezinin gelişmekte olan ülkeler açısından kabul edilemeyeceği vurgusunu yapan Jung, elde ettiği bulguların Froyen ve Waud (1980) ile çeliştiğini, Lucas (1973) ve Alberro (1981)'nin çalışmalarıyla ise paralellik gösterdiğini belirtmiştir.

Addison vd. (1986) çalışmaları da yine Lucas modeline Froyen ve Waud (1980)'un çalışması ışığında kanıt arayan çalışmalardan biridir. 34 ülkenin 1953-1980 dönemini dikkate alan çalışma aslında hem gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin enflasyon ve toplam talep değişkenliği açısından farklılıklarını hem de bu değişkenliklerin iki periyot arasındaki farklılıklarını ilgili hipotez çerçevesinde ortaya koymayı amaçlamıştır. Froyen ve Waud (1980)'un modelinde yer almasına rağmen arz şoklarının reel çıktı üzerindeki olası etkileri çalışmanın dışında tutulmuştur. Yıllık veriler altında gerçekleştirilen analizden elde edilen bulgular öncelikle enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki negatif korelasyonu her ne kadar ortaya koymuş olsa da gelişmekte olan ülkeler için elde edilen sonuçların istatistiksel olarak daha kuvvetli olduğu dikkat çekmiştir. Aynı şekilde enflasyon değişkenliği ile toplam talep şokları arasındaki pozitif korelasyonun varlığı ise hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için sırasıyla %5 ve %1 istatistiksel anlamlılık düzeylerinde kendini göstermiştir. Son olarak enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile enflasyon değişkenliği arasındaki negatif korelasyon ise yine gelişmekte olan ülkeler lehinde gelişmiş ülkelere kıyasla daha kuvvetli bir şekilde istatistiksel olarak kabul edilmiştir. 1955-1966 ve 1967-1980 alt periyotları bağlamında enflasyon ve toplam talep şokları değişkenliği ile enflasyon-çıktı ödünleşme katsayılarındaki değişimler için hesaplanan ülkelerarası korelasyon katsayıları yine sadece gelişmekte olan ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı ve tutarlı sonuçlar ortaya koymuştur. Tüm bu bulgular altında toplam talep varyansındaki farklılıkların hem ödünleşme hem de enflasyon değişkenliği açısından gerek ülkeler gerekse periyotlar arasında sistematik değişiklikler doğurduğunu ortaya koyarak değişkenlik hipotezinin geçerli olduğunu göstermiştir.

Ülkeler arası karşılaştırmalı analizlerden bir diğeri de Montiel ve Zaidi (1987) tarafından gelişmekte olan ülkelerin 1965-1985 dönemi için gerçekleştirilmiştir. Çalışma, gelişmekte olan ülkeler için yapılan daha önceki çalışmalardan üç yönüyle farklılık göstermektedir. Bunlardan ilki analizde değişkenlerin dağılım özelliklerinin bilinmemesi durumunda kullanılan basit ve sıra korelasyon katsayısı gibi dağılımdan-bağımsız istatistiklerin yanı sıra parametrik olmayan testlerden de yararlanılmış olmasıdır. Gelişmekte olan ülke verilerinin rejimsel farklılık içerip içermediğinin çalışmada dikkate alınmış olması ise çalışmayı literatürden ayıran bir diğer farklılıktır. Son olarak gelişmekte olan ülke sayısı diğer çalışmalara kıyasla büyük ölçüde genişletilerek, 128 ülkeyi kapsayan bir örneklem üzerinden analiz gerçekleştirilmiştir. Kormendi ve

Meguire (1984)'nin prosedürünü takiben toplam talep şoku varyansı olarak beklenmeyen parasal büyüme varyansını dikkate alan Montiel ve Zaidi, beklenmeyen parasal büyüme şoklarına karşı reel çıktının vereceği tepkinin 82 ülke için pozitif, geri kalan 46 ülke içinse negatif olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Ancak enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu hipotezi 46 ülkeden sadece bir tanesi (Yemen) için reddedilememiştir. Ardından parasal büyüme denkleminin hata terimlerinden elde edilen toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki basit ve sıra korelasyon katsayılarını inceleyen Montiel ve Zaidi, Lucas değişkenlik hipotezinin de öngördüğü şekilde toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişkinin varlığını, hemen hemen dikkate alınan ülkelerin tamamı için destekleyen nitelikte bulgulara ulaşmışlardır. Ayrıca elde edilen bu sonuçlar parametrik olmayan testler aracılığıyla da doğrulanmıştır.

Lucas değişkenlik hipotezini 24 ülke için test eden bir diğer karşılaştırmalı çalışma da Christensen ve Paldam (1990) tarafından gerçekleştirilmiştir. Değişkenlik hipotezinin testi için FIML yönteminden yararlanan yazarlar 1953-1985 yıllarını kapsayan analiz dönemini iki alt dönem itibarıyla ele almışlardır. 1953-1967 yıllarını içeren ilk dönem düşük enflasyon değişkenliğine sahip dönem olarak nitelendirilmekteyken bir önceki döneme kıyasla daha yüksek bir enflasyon değişkenliği gösteren 1968-1985 dönemi ise çalışmanın ikinci alt dönemini oluşturmaktadır⁹. Ayrıca 1953-1967 dönemi, Lucas (1973)'in tahmin dönemiyle aynı olmakla beraber, farklı bir ekonometrik yöntem ve farklı bir toplam talep politikası aracı altında hipotezin ilgili dönem için geçerliliğinin yeniden test edilmesine imkan sağlamaktadır¹⁰. Christensen ve Paldam, Kim ve Nelson (1989)'da olduğu gibi nominal şok değişkeni olarak para stokunu ve dolayısıyla toplam talep şoku olarak da beklenmeyen parasal büyümeyi dikkate almışlardır. Dönemler için hesaplanan korelasyon katsayıları, toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif yönlü ilişkinin varlığını ilk dönemde 7, ikinci dönemde ise 10 ülke için kanıtlar nitelikte elde edilmiştir. Aslında çalışmadan çıkarılabilecek en önemli sonuç Lucas modeline ait teorik beklentiler dikkate alınsa da alınmasa da enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki negatif ilişkinin, bu beklentilerden etkilenmeyeceğinin ampirik testlerle ortaya koyulmuş olmasıdır. Elde edilen bu sonuçlar ışığında Christensen ve Paldam, Lucas modelinin en temel versiyonunun sağlam bir teorik temele sahip olmadığını savunmuşlardır.

Christensen ve Paldam (1991) hemen bir yıl sonra aynı ülke grubu ve aynı dönem için gerçekleştirdikleri diğer bir çalışmada Kormendi ve Meguire (1984)'nin çalışmasından yola çıkarak Lucas metodolojisinden elde edilen test sonuçlarının yanlış olup olmadığı sorusu üzerine

⁹ Froyen ve Waud (1980), enflasyon değişkenliğinin 1967 yılından sonra büyük ölçüde farklılaştığını gerçekleştirdikleri analiz ile ortaya koymuşlardır.

¹⁰ Lucas (1973)'in analizinde yer alan Guatemala, Honduras, Paraguay, Porto Riko ve Venezüella Christensen ve Paldam (1990) tarafından analize dahil edilmemiştir.

yoğunlaşmışlardır. Çalışmada ayrıca potansiyel yanlılığının boyutunun ne olduğu ve potansiyel olan bu yanlılığın orijinal Lucas modeli test sonuçlarının tümü ya da sadece bir kısmı ile açıklanıp açıklanamayacağına da yanıt aramışlardır. Toplam talebi dışsal, reel gelir ve fiyatlar genel düzeyini içsel kabul eden nedensel yapının Lucas (1973)'ın teorisinin kilit noktası olduğunu belirten yazarlar, toplam talep şoklarını içsel, reel gelir ve fiyatlar genel düzeyindeki değişimleri dışsal kabul eden alternatif bir model yardımıyla yanlılığın boyutunu incelemeyi amaçlamışlardır. Bu amaç doğrultusunda alternatif modelden elde edilen bulgular ile Lucas tipi model arasında karşılaştırmalar yapan Christensen ve Paldam'ın elde ettiği en önemli sonuç modellenen değişkenler arasında niteliksel ya da niceliksel olarak herhangi bir nedensel yapı ayrımı yapmanın orijinal Lucas modeli test sonuçlarını değiştirmeyeceğini ortaya koymuş olmasıdır.

Lucas (1973)'ın enflasyon-çıktı ödünleşme çalışmasını daha ileri bir ampirik düzeyde incelemeye tabi tutanlardan biri de Odedokun (1991) olmuştur. Ülkelerarası karşılaştırmalı olarak gerçekleştirilen çalışma 21'i gelişmiş, 90'ı ise gelişmekte olmak üzere 111 ülkeyi kapsayarak özellikle gelişmiş ülkelere odaklanmak ya da bu ülke ekonomilerini tek bir grupta ele almak yerine gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki ikileme dikkat çekmeyi amaçlamıştır. Bu bağlamda çalışmanın amacı gelişmiş ve gelişmekte olan ekonomiler için ayrı ayrı değişkenlik hipotezinin geçerli olup olmadığını sınamaktır. 1958-1985 dönemi için yıllık veri setinin kullanıldığı analizde toplam talep şokları nominal GSMH'nin büyüme oranı ile temsil edilmiştir. Ödünleşme parametresi ile toplam talep değişiminin varyansı arasındaki negatif ilişkinin varlığını tespit etmek içinse Spearman sıra korelasyon ve basit korelasyon katsayıları kullanılmıştır. Bu bağlamda gelişmiş ülkeler için -0.2961 olarak hesaplanan Spearman sıra korelasyon katsayısının %10 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu, -0.3028 olan basit korelasyon katsayısının ise istatistiksel anlamlılığı %5 düzeyinde sağladığı görülmüştür. Yine aynı şekilde gelişmekte olan ülkeler için %5 düzeyinde anlamlı olan -0.2062 sıra korelasyon katsayısı, basit korelasyon katsayısı altında %10 anlamlılık düzeyinde -0.2025 olarak elde edilmiştir. Ancak gelişmekte olan 21 ve gelişmiş 6 ülke için parametrenin model kısıtlarını yerine getirememesinden dolayı hipotez geriye kalan 69 gelişmekte ve 15 gelişmiş ülke için yeniden ele alınmıştır. Bu defasında 69 ülke için sıra korelasyon katsayı pozitif (0.0519) olurken gelişmiş ekonomiler içinse bu katsayı %5 istatistiksel anlamlılık düzeyinde -0.5071 olarak hesaplanmıştır. Tüm gerçekleştirilen analizler ışığında Odedokun, Lucas'ın değişkenlik hipotezinin sadece gelişmiş ülkeler için kabul edilebileceği sonucuna ulaşmış ve çalışmanın amacı doğrultusunda ekonomiler arasındaki ikileme dikkat çekerek savını ampirik sonuçlarla ortaya koymayı başarmıştır.

Ülkeler arası karşılaştırmalı çalışmalara bir örnekte 1994 yılında Yamak ve Gilbert'ten gelmiştir. Jung (1985) ve Odedokun (1991)'da olduğu gibi Lucas hipotezinin geçerliliği konusunda gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yaşanan ikileme dikkat çeken çalışmada, ortaya çıkan bu ikilemin toplulaştırılmış çıktı verisinin dikkate alınmasından kaynaklanabileceği savı üzerinde yoğunlaşmıştır. Şöyle ki tarım sektöründe yaşanan konjonktürel dalgalanmaların uygulanan talep

politikalarından ziyade doğa koşullarında yaşanan değişimlerden etkilenebileceği bununla birlikte incelenen dönem itibarıyla gelişmekte olan ülkelerde tarım sektörünün toplam çıktı içerisindeki payının sanayi sektörünün payından daha yüksek olduğu vurgulanmaktadır. Dolayısıyla bu bilgiler ışığında gelişmiş ülkelerde hipotezin geçerli, gelişmekte olan ülkelerde ise bunun aksi bir kaniya varmanın yanıtıcı olabileceğini vurgulayan Yamak ve Gilbert, hipotezi tarım, sanayi ve hizmetler olmak üzere alt sektörler bazında test etmenin daha güvenilir sonuçlar sergileyebileceğini iddia etmişlerdir. 1970-1990 dönemi için 16'sı gelişmiş ve 71'i gelişmekte olan 87 ülke için alt sektörler bazında yıllık verilerin dikkate alındığı çalışmada EKK ve SUR yöntemlerinden yararlanılmıştır. Sektörel bazda sıra korelasyon katsayı istatistikleri incelendiğinde Lucas değişkenlik hipotezinin hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkelerde sadece sanayi sektörü için geçerli olduğu; tarım sektörü için elde edilen istatistiklerin ise her iki ülke grubu için hipotezi desteklemediği sonucuna ulaşılmıştır.

Lammertsma vd. (1996) çalışması ise değişkenlik hipotezini örneklem büyüklüğü açısından en geniş kapsamda ele alan çalışmaların şüphesiz ki ilk sırasında yer almaktadır. 141 ülke üzerinden gerçekleştirilen analizde Jung (1985), Addison vd. (1986) ve Odedokun (1991)'da olduğu gibi gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler arasındaki ikileme odaklanan yazarlar, bu ülkeler arasındaki yapısal farklılıkların değişkenlik hipotezinin geçerliliği konusunda duyarlı olup olmadığı sorusuna cevap aramışlardır. Öncelikle enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile enflasyon varyansı arasındaki korelasyon katsayısını inceleyen yazarlar her ne kadar bu katsayıyı her iki ülke grubu için de negatif ve istatistiksel olarak anlamlı elde etmiş olsalar da istatistiğin gelişmiş ülkeler lehine daha yüksek çıktığı gözden kaçmamıştır¹¹. İstatistiğin mutlak değerce yüksek olması ise yazarlar tarafından; artan enflasyon değişkenliğinin uygulanan talep politikalarının etkilerini gelişmekte olan ülkelere kıyasla gelişmiş ülkelerde çok daha fazla düşürdüğü yönünde yorumlanmıştır. Talep şoklarının varyansı ile enflasyon varyansı arasındaki korelasyon katsayısı ise her ülke grubu ve tüm ülkelerin yer aldığı örneklem için beklenildiği gibi pozitif ve %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Ancak enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile enflasyonun varyansı arasındaki korelasyon katsayısının aksine bu katsayı bu sefer gelişmekte olan ülkeler lehine daha yüksek hesaplanmıştır¹². Yazarlara göre bu bulgu çok yüksek ve değişken olan enflasyonun son yıllarda gelişmekte olan ülkelere özgü bir olgu olmasından kaynaklanmaktadır. Bunun yanı sıra elde edilen bu sonuç tüm ülkelerdeki reel büyüme değişkenliğinin sınırlı olmasıyla birlikte, enflasyon değişkenliğinin gelişmekte olan ülkelerde ortalama olarak nominal talep değişkenliğinin büyük bir kısmını oluşturduğunu göstermektedir. Diğer taraftan enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki negatif ilişkinin varlığı ise

¹¹ Enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile enflasyon varyansı arasındaki korelasyon katsayısı gelişmiş ülkeler için %5 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı ve -0.541, gelişmekte olan ülkeler için %10 anlamlılık düzeyinde -0.413 olarak hesaplanmıştır.

¹² Hesaplanan korelasyon katsayısı gelişmiş ülkeler için 0.774; gelişmekte olan ülkeler içinse 0.990'dır.

ülkelerin tümünün yer aldığı örneklem için istatistiksel olarak anlamlı olsa da hem gelişmiş hem de gelişmekte olan ülkeler için bir ayrıma gidildiğinde ilgili katsayının istatistiksel olarak anlamlılık koşulunu yerine getiremediği görülmektedir. Sonuç olarak her iki ülke grubu için hesaplanan enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile enflasyon değişkenliği arasındaki benzer büyüklükte ve istatistiksel olarak anlamlı olan negatif korelasyon katsayısı, genel olarak nominal (enflasyonist) şoklara sahip ülkelerin enflasyon-çıktı ödünleşmelerinde bir bozulma ile karşı karşıya oldukları doğrulamakta ve Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliği olduğunu göstermektedir.

Madsen (1997), Lucas (1973) modelinde uygulanan iktisat politikalarının reel sektöre fiyat beklenti hataları mekanizmasıyla aktarıldığını belirtmiş ancak literatürdeki diğer çalışmalara bakıldığında ise modelin fiyat beklenti verisi altında daha önce test edilmediğinin altını çizmiştir. Bu eksikliğin üstesinden gelmek amacıyla Danimarka, Belçika, Almanya, Yunanistan, İrlanda, İtalya, Hollanda ve İngiltere ülkeleri için AB beklenti anketinden yararlanarak üçer aylık fiyat beklenti verisini derleyen Madsen, reel çıktı serisini beklenmeyen enflasyon oranı üzerine regres ederek çalışmanın literatürdeki diğer çalışmalardan kullanılan değişken açısından farklılaşmasını sağlamıştır. 1984-1993 dönemi için yapısal kırılmaların da dikkate alındığı analizden elde edilen bulgular Lucas modelinin ele alınan ülkeler bazında geçerli olmadığı sonucunu ortaya koymuştur.

Holmes (2000) ise literatürde gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeleri baz alan çalışmalardan örneklem açısından farklılaşarak değişkenlik hipotezini ilk defa Afrika'nın az gelişmiş ülkeleri için test etmiştir. 13 ülkenin ele alındığı çalışmada 1960-1998 dönemi için yıllık verilerden yararlanılmıştır¹³. Holmes'e göre yine literatürdeki daha önceki çalışmalar, kullanılan verinin istatistiksel özelliklerini dikkate almamaktadırlar. Bu bağlamda bahsi geçen metodolojik eksikliğin üstesinden gelmek için eş-bütünleşme ve hata düzeltme modelleri kullanılmış ve böylece verinin özelliklerinin dikkate alınması sağlanmıştır. Elde edilen sonuçlar nominal toplam talep şoklarının altında birinin enflasyon, altında beşinin ise reel büyüme oranı üzerine dağılacığını göstermiştir. Ele alınan az gelişmiş Afrika ülkeleri için reel çıktı büyümesinin nominal talep şoklarına olan yüksek duyarlılığı ise Lucas önermesinin geçerliliği açısından yeterli bir kanıt olarak değerlendirilmiştir.

2000'li yıllarda yapılmış çalışmalardan biri de Apergis ve Miller (2003)'in değişkenlik hipotezini gelişmiş ile gelişmekte olan 41 ülke ve 1949-1999 dönemi gibi çok geniş bir zaman periyodu için test ettiği çalışmadır. Yıllık verilerin kullanıldığı çalışmada panel veri analizinin yanı sıra zaman serisi tekniklerinden yararlanılmıştır. Çalışmada öncelikle parasal rejim değişimlerini yakalayabilmek ve reel çıktı üzerinde M1 para arzından en yüksek etkiye sahip parasal şok katsayılarını elde edebilmek adına Vektör Hata Düzeltme Vektör Otoregresif (VECVAR) model kullanılmıştır. Sonrasında VECVAR modelinden elde edilen hata terimleri ülkelere özgü parasal

¹³ Bu ülkeler Kongo, Gabon, Etiyopya, Gana, Fildişi Sahili, Kenya, Mauritius, Nijer, Nijerya, Seyşeller, Güney Afrika, Swaziland ve Togo'dur.

şokları temsil etmek üzere Kormendi ve Meguire (1984)'in Barro (1978)'nin metodolojisini temel aldıkları modeli takiben analize dahil edilmiştir. Ayrıca alternatif bir model altında parasal şokların yanı sıra petrol fiyatı şokları da dikkate alınarak arz şoklarının reel ekonomik aktivite üzerindeki olası etkisi araştırılmıştır. Bahsi geçen metodoloji altında değişkenlik hipotezinin geçerli olabilmesi için en yüksek etki parasal şok katsayıları toplamı ile parasal şokların değişkenliği arasında negatif bir korelasyonun olması beklenmektedir. Pedroni (1999) eş-bütünleşme testinden elde edilen sonuçlar hem gelişmiş ve hem de gelişmekte olan ülkeler için değişkenler arasındaki beklentiye uygun olarak Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğini kanıtlayan negatif yönlü ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Bulgulardan çıkarılabilecek bir diğer önemli sonuç ise petrol fiyatları şoklarının çıktı davranışının belirlenmesinde önemli bir rol oynadığıdır. Elde edilen tüm bu bulgular Poirier (1991)'in çalışması ile çelişmesine rağmen Kormendi ve Meguire (1984)'yi büyük ölçüde destekler nitelikte kanıtlar sunmuştur.

Fendel ve Rülke (2010), Madsen (1997)'nin hanehalkı enflasyon beklentilerini kullanmış olduğu çalışmada Lucas modelinin geçerliliği için yeterli kanıt bulamamasının nedenlerinden birinin nitel tahmin verisinden yararlanmış olması olabileceğini belirtmişlerdir. Yazarlara göre, nitel veriden derlenen beklentiler sadece beklenen “eğilimi” yansıtmaktadır ve bu eğilimin gerçekleşen enflasyon şoklarını yansıtmaması imkansız olmasa da oldukça zor görünmektedir. Bu bağlamda Fendel ve Rülke, çalışmalarında 19 endüstri ülkesinin nicel (yayınlanmış) enflasyon beklenti verisini kullanarak gerçekleşmiş enflasyon tahmin hatalarını elde etmiş ve belirtilen eksikliğin üstesinden gelmeye çalışmışlardır. Sonrasında 1989:Q4-2009:Q4 dönemi için ele alınan çıktı açığı verisi Genelleştirilmiş Momentler Metodu (GMM) altında enflasyon tahmin hataları üzerine regres edilmiştir. Elde edilen sonuçlar enflasyon şokları için elde edilen katsayının örneklemin bütünü için beklenildiği gibi pozitif (0.96) ve %1 düzeyinde anlamlı olduğunu göstermiştir. Yine ülkelerin her biri için tahmin edilen enflasyon tahmin hatası katsayılarının ise 0.35 (Yunanistan) ile 1.68 arasında değerler aldığı ve her bir eğim parametresinin %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu saptanmıştır. İkinci bir adım olarak yazarlar enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin enflasyon değişkenliği ile açıklanıp açıklanamayacağı sorusu üzerine yoğunlaşmışlardır. Her bir ülkenin yıllık enflasyon oranının standart sapması şeklinde hesaplanan enflasyon değişkenliği sonrasında enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri üzerine EKK yöntemi altında regres edilmiş ve değişkenlik hipotezinin geçerliliğini ortaya koyan tahmin katsayısı beklentiler doğrultusunda -0.16 olarak hesaplanmıştır.

2.2. Tek Ülkeli Çalışmalar

Koskela ve Viren yine 1980 yılında olmak üzere gerçekleştirdikleri diğer bir çalışma ile bu sefer 1948:Q1-1977:Q4 dönemi Finlandiya'sı için değişkenlik hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Finlandiya ekonomisi için ele alınan tüm dönem toplam talep şoku varyansının farklılaştığı dönemler itibariyle üç alt periyoda ayrılmıştır. Kullanılan bu metodoloji ile birlikte

çalışma değişkenlik hipotezini alt periyotlar halinde test eden ilk analiz olma özelliğini taşımaktadır. Her bir dönem için tahmin edilen reel çıktı ve enflasyon denklemlerinden elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ile toplam talep şokları varyansı arasında kıyaslamalar yapan yazarlar özellikle enflasyon denkleminin performansı açısından Lucas değişkenlik hipotezinin beklentilerinin karşılandığı sonucuna ulaşmışlardır. Şöyle ki 1949-1956 dönemi için 0.0169 olan toplam talep şokları varyansı, 1957-1966 dönemi için azalarak 0.0029 ve üçüncü dönem olan 1967-1977 dönemi içinde ise tekrar artarak 0.0031 olarak hesaplanmıştır. Bu dönemler için elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri incelendiğinde ise ilk dönem 0.3517 olan parametre değerinin ikinci dönemde azalan toplam talep şoku varyansına karşın 0.6445 olarak arttığı son alt dönemde ise artan toplam talep şoku varyansına karşılık azaldığı (0.5693) tespit edilmiştir. Elde edilen bu bulgular hipotezin Finlandiya ekonomisi için geçerli olduğunu kanıtlar niteliktedir.

Froyen ve Waud (1983) ise 1980 yılında endüstrileşmiş ülkeler için gerçekleştirmiş oldukları çalışmanın ardından bu defa ABD ekonomisini 1957-1980 dönemi için ele almışlardır. ABD ekonomisi için yıllık verileri kullanarak enflasyon oranı ile işsizlik oranı arasındaki korelasyon katsayılarını inceleyen yazarlar ilişkinin yönünün 1957-1968 döneminde ters (-0.86), 1969-1980 döneminde ise doğru yönlü (0.44) olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Benzer şekilde aynı dönem için enflasyon oranı ile reel çıktı değişim oranı arasındaki korelasyonları inceleyen yazarlar bu iki değişken arasındaki ilişkinin yönünün 1957-1968 dönemi için doğru (0.16), 1969-1980 dönemi içinse ters (0.65) yönlü olduğu bulgusuyla karşılaşmışlardır. Bu bağlamda yazarlar enflasyon oranı ile reel çıktı değişim oranı arasında yön değiştiren bu ilişkiye başta Lucas tarafından modellenen Yeni Klasik görüş olmak üzere arz yanlı etkiler ve Friedman hipotezi kapsamında ampirik olarak açıklama getirmeyi amaçlamışlardır. Yeni Klasik görüş bağlamında Froyen ve Waud'un elde ettiği bulgular ABD ekonomisi için Lucas etkisinin geçerli olduğuna dair yeterli kanıtı ortaya koyamamıştır. Benzer şekilde Friedman etkisi kapsamında ulaşılan bulgular bir miktar belirsizlik içermiş olsa da artan toplam arz değişkenliğinin pozitiften negatife doğru yön değiştiren enflasyon-reel çıktı büyüme oranı korelasyonunda etkili olduğunu göstermiştir. Buna karşın reel çıktı değişim oranı ile enflasyon arasındaki ödünleşmeyi açıklamada en önemli rolün arz yönlü şok etkileri tarafından üstlenildiği görülmüş ve Lucas modeli kapsamında reel çıktı üzerinde arz yönlü şokların etkisinin incelenmesi gerekliliğini ortaya koymuştur.

Froyen ve Waud (1984), 1957-1980 döneminde enflasyon değişkenliğinin bu defa İngiltere ekonomisinde kayda değer bir şekilde artış gösterdiğini saptamış ve aynı dönemdeki bu artışa gittikçe kötüleşen bir enflasyon-çıktı ödünleşmesinin yanı sıra özellikle son on yılda yaşanan arz yanlı şokların da eşlik ettiğinin dikkatlerden kaçmadığını vurgulamışlardır. Bu bağlamda yazarlar İngiltere ekonomisi için enflasyon-çıktı ödünleşmesindeki bu zayıflamaya, bir önceki çalışmalarında da (1983) olduğu gibi, Lucas etkisi, enerji fiyatlarından kaynaklanan arz yanlı etki ve Friedman etkisi kapsamında cevap aramaya çalışmışlardır. Analizlerden elde edilen bulgular her

ne kadar reel çıktı üzerinde toplam talep şoklarının etkisinin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olduğunu gösterse de ödünleşme parametresinde ki bu değişimler Froyen ve Waud tarafından Lucas etkisinin önerdiği bağlamda bir değişim ile açıklanamayacağı şeklinde yorumlanmıştır. Diğer taraftan İngiltere ekonomisi için enflasyon-çıktı ödünleşmesinde yaşanan bu bozulmada arz yönlü etkiler ile Friedman etkisinin çok daha önemli bir rol oynadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tek ülkeli çalışmalardan bir tanesi de Ilmakunnas ve Tsurumi tarafından 1985 yılında Japonya ve ABD ekonomileri için gerçekleştirilmiş ve değişkenlik hipotezinin geçerliliği için enflasyon oranı varyansının bir dönemden diğer döneme değişimi ile bu dönemler için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasında karşılaştırmalar yapılarak kanıtlar aranmıştır. Çalışmada 1957:1-1981:4 olan analiz dönemini hem enflasyon oranı varyansının bir dönemden diğerine arttığı ya da azaldığı ancak her dönemde istikrarlı olduğu iki alt döneme ayırmak hem de değişen varyans ve otokorelasyon problemlerinin varlığını sınamak için Bayesyen en yüksek son yoğunluk aralığı yaklaşımından yararlanılmıştır. Analizde ilk olarak rasgele iki döneme ayrılan örneklem dönemi arasında yapılan karşılaştırmalar Japonya için değişkenlik hipotezinin geçerli olduğunu göstermiştir. Hemen ardından Bayesyen yaklaşım altında dönem ayrımı yapılmasıyla elde edilen test sonuçları ise Japonya ve ABD ekonomileri için enflasyon oranı varyansı ile ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişkiyi kanıtlar nitelikte bulgular ortaya koyamamıştır. Japonya için hem enflasyon oranı varyansının hem de tahmin edilen ödünleşme parametresi değerinin birinci alt dönemden ikinci alt döneme azaldığı gözlemlenirken; ABD ekonomisinde enflasyon oranı varyansının ilk dönemden ikinci döneme arttığı ancak enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerinde herhangi bir değişikliğin olmadığı sonucu gözlenmiştir. Ilmakunnas ve Tsurumi, ABD ekonomisi için gerçekleştirdikleri analizin Froyen ve Waud (1980)'un örneklem dönemini eşit bir şekilde ayırdığı ve değişkenlik hipotezinin geçerliliğini kabul ettiği çalışmasını destekler nitelikte bulgulara sahip olmadığını vurgulamışlardır.

Kim ve Nelson (1989), literatürde değişkenlik hipotezini ülkeler arası karşılaştırmalı olarak inceleyen birçok çalışmanın olduğunu ancak bu çalışmalarda ülke ekonomilerindeki politika rejimlerinin değişmediği varsayımının kabul edildiğinin altını çizmişlerdir. Oysaki sürekli değişen para politikası rejimi altında toplam talep şok varyanslarının incelenen dönem boyunca sabit olduğu varsayımını yapmanın rasyonel olan ekonomik birimler tarafından hiç de gerçekçi gözükmediğini belirten yazarlar, regresyon katsayılarındaki sabitlik varsayımını ortadan kaldırarak tahmin dönemindeki mevcut bilgiyi dikkate alan ve zamana bağlı olarak değişen koşullu varyansların kullanılması gerektiğini savunmuşlardır. Bu bağlamda tahmin hataları ve bu hataların koşullu varyansları, rasyonel ekonomik birimlere sabit parametrelili EKK yönteminden daha optimal bir öğrenme süreci imkanı tanıyan Kalman Filtre tekniğiyle tahmin edilmiştir. Bu yaklaşım altında tahmin edilen Barro (1976) tipi para denkleminde elde edilen şartlı beklenmeyen parasal büyüme verisi ise değişkenlik hipotezinin geçerliliğini sınamak için kullanılmıştır. Ancak analiz sonunda

elde edilen bulgular 1964:1-1985:4 dönemi için ABD ekonomisinde Lucas hipotezinin geçerli olduğuna dair yeterli kanıtı ortaya koyamamıştır.

Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğini hem ABD hem de İngiltere için sınavan çalışmalardan biri de Yamak (1994)'ın çalışmasıdır. Gerçek dünyada rasyonel ekonomik birimler tarafından kullanılan bilginin kalitesi ile miktarının sabit olmadığını belirten ve bundan dolayı modele ait parametreleri sabit katsayılı modeller altında tahmin etmenin değişen politika rejimlerini yakalamak açısından çok kısıtlayıcı olduğu vurgusunu yapan Yamak (1994), analizde zamana göre değişen parametreleri elde etmek için Kalman Filtre analizi, yine aynı düşünceden yola çıkarak şok varyanslarının hesaplanmasında da hareketli varyans ölçümlerinden yararlanmıştır. Toplam talep şokları varyansının yanı sıra toplam arz şokları ve genel fiyat şokları değişkenlikleri de enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi üzerindeki etkileri bakımından değişkenlik hipotezi kapsamında ele alınmıştır. Çalışmada toplam talep şokları nominal GSYİH ve GSMH ile, arz şokları ise petrol ve ithalatın göreceli fiyatları ile temsil edilmiştir. Bu bağlamda ilk olarak iki farklı indirgenmiş arz denkleminden¹⁴ iki farklı enflasyon-çıktı ödünleşme parametre serisi elde eden Yamak hem hesaplanan hareketli toplam talep ve toplam arz şokları varyanslarını hem de ayrı bir model kapsamında genel fiyat şoklarını ödünleşme parametreleri üzerine regres ederek toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasındaki negatif yönlü olası ilişkinin varlığını yakalamayı amaçlamıştır. Ayrıca çalışmada değişkenlik hipotezinin ilgili ekonomiler için geçerliliği alt periyotlar bir başka deyişle değişen politika rejimleri kapsamında da ele alınmıştır. 1967:II-1987:IV dönemi için hem ABD hem de İngiltere ekonomisinde Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğinin kuvvetli bir biçimde desteklendiği bulgusuna ulaşan Yamak, toplam arz şokları varyansının enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi üzerine olan negatif etkisinin diğer şok varyanslarına göre daha zayıf olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Yamak ve Karahasan (1995), 1923-1991 yıllarını dikkate aldıkları çalışmalarında Türkiye ekonomisi için Cumhuriyet döneminde Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. İndirgenmiş formdaki Lucas denklemi hareketli dönemler bazında ele alınarak 46 adet dönemsel enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi tahmini yapılmıştır. Yine aynı şekilde toplam talep şokları varyanslarını da, söz konusu hareketli dönemlere ait toplam talep şoklarından elde eden Yamak ve Karahasan, tahmin edilen ödünleşme parametrelerinden 41'inin pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı geri kalan parametrelerin ise istatistiksel olarak anlamsız olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Hemen ardından hareketli enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ile toplam talep şokları varyansları arasındaki ilişkiyi belirlemek adına ödünleşme parametrelerini şok varyansı üzerine regres eden yazarlar, hata terimlerinde yüksek derecede otokorelasyon tespit etmeleri üzerine söz

¹⁴ Çalışmada Model 1 olarak $y_{ct} = \alpha_t + \pi_t \Delta x_t + \lambda_t y_{c,t-1} + \varepsilon_t$ denkleminde; Model 2 olarak ise $\Delta y_{ct} = \alpha_t + \pi_t \Delta x_t + \varepsilon_t$ denkleminde yararlanılarak enflasyon-çıktı ödünleşme parametre tahminleri gerçekleştirilmiştir.

konusu regresyon denklemini Maximum Likelihood tekniği altında tahminlemiştir. Lucas hipotezinin öngördüğü gibi ödünleşme-parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasındaki ilişkiyi yansıtan parametre negatif ve istatistiksel olarak anlamlı elde edilmiştir. Çalışmadan elde edilen bulgular Lucas değişkenlik hipotezinin Türkiye’de özellikle 1946-1978 dönemi için geçerli olduğunu fakat 1978 yılından sonra etkisini hafifçe kaybettiğini göstermiştir.

Aşırım (1995), orijinal Lucas modelinin Türkiye ekonomisi için geçerliliğini sınıadığı çalışmasında 1968-1994 dönemini ele almıştır. EKK yaklaşımı altında yıllık verilerden yararlanılan analizde, toplam talep şokları nominal GSYH serisindeki değişimlerle ölçülmüş ve istatistiksel olarak anlamlı olan enflasyon-çıkıtı ödünleşmesi parametre değeri beklenilen aksine -0.098 olarak tahmin edilmiştir. Nominal geliri yükseltecek politikaların reel gelirden ziyade enflasyon oranı üzerinde pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı daha büyük bir etkiye sahip olduğu ise tahmin denklemlerinden çıkarılan bir diğer önemli sonuçtur. Bu bağlamda Lucas değişkenlik hipotezinin ele alınan dönem itibariyle Türkiye ekonomisi için geçerliği olmadığı sonucuna ulaşan Aşırım, elde ettiği bulguların enflasyon ile konjoktürel çıkıtı arasında pozitif ve anlamlı bir ilişki olduğu sonucunu doğrulayamayan Grier ve Tullock (1989)’un çalışması ile enflasyon değişkenliğinin reel çıkıtı üzerinde negatif bir etkisi olduğunu belirleyen Koray (1993)’in çalışmasıyla paralellik gösterdiğini ifade etmiştir.

Yamak ve Küçükale (1999), 1950-1995 dönemi Türkiye’si için Lucas tipi Phillips eğrisini ARIMA ve transfer fonksiyonlarını kullanarak tahmin etmişlerdir. Çalışmada reel çıkıtının talep şokuna vereceği tepkinin, stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından belirleneceği argümanı üzerine yoğunlaşan yazarlar, şok kavramı içerisinde talep şoklarının yanı sıra arz şoklarını da değerlendirmişlerdir. Bu bağlamda Lawrence (1983)’in test tekniğinden yararlanılarak elde edilen bulgular enflasyon-çıkıtı ödünleşme parametresindeki değer kayıplarının talep şoklarından ziyade arz şoklarındaki artışlarla daha iyi açıklanabildiğini göstermiştir.

1950-1995 dönemi için Türkiye ekonomisinde Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliği sorusuna cevap arayanlardan biri de Küçükale (2000)’dir. Hipotezin test edilmesinde orijinal Lucas modelinin yanı sıra Froyen ve Waud (1980)’da olduğu gibi arz yanlı şokları da dikkate alan yazar ayrıca Lawrence (1983)’in arz şoklarını ilave ederek düzenlediği test prosedüründe kullanılan modern zaman serisi tekniklerinden de yararlanmıştır. Ayrıca çalışmada nominal değişim değişkeni sadece nominal GSMH ile temsil edilmemiş, M1, M2 para arzı tanımları ile fiyatlar genel seviyesi (TEFE) serileri de kullanılarak tüm modeller için trendden arındırılmış reel çıkıtı denklemi tahminleri gerçekleştirilmiştir. Çalışmada ele alınan 1950-1995 dönemi enflasyon değişkenliğinin farklı seyirler izlediği iki alt dönem tespit edilerek 1975’den sonra olmak üzere iki periyoda bölünmüştür. Enflasyon değişkenliğinin bir ölçüsü olarak logaritmik TEFE serisinin beş dönemlik hareketli varyansı hesaplanmış, arz şokları ise yakacak ve enerji maddeleri fiyat endeksinin logaritmik değerlerinin birinci devresel farkları alınarak analize dahil edilmiştir. Bu bağlamda

orijinal Lucas modeli çözüm sonuçları tüm değişkenler için hem parametre kısıtı hem de istatistiksel anlamlılık açısından yeterli kanıtları ortaya koyamamıştır. Elde edilen bu bulguların hemen ardından değişkenlik hipotezini Froyen ve Waud (1980) modeli kapsamında ele alan Küçükale, Lucas değişkenlik hipotezinin Türkiye örneği için sadece arz şokları açısından geçerli olduğu bulgusuna ulaşmıştır. Lawrence test prosedüründen de elde edilen sonuçlar yine hipotezin arz şokları tarafından kabul edilebilir olduğunu göstermiştir. Tüm bu bulgular ışığında Küçükale, Lucas değişkenlik hipotezinin Türkiye örneği için 1978 yılından sonra geçerliliğini yitirmeye başladığını ifade etmiş ve bu sonucun büyük ölçüde talep şoklarının etkinliğinin azalıp, arz şoklarının etkinliğinin artması ile açıklanabileceğinin altını çizmiştir. Yazarın özellikle 1978 yılından sonrası için tespit etmiş olduğu sonuçlar Yamak ve Karahasan (1995)'in çalışmalarıyla paralellik göstermektedir.

Türkiye özelinde yapılan çalışmalardan bir diğeri 2017 yılında Yamak ve Abdioğlu'ndan gelmiştir. 1982-2005 dönemi için değişkenlik hipotezinin geçerliliğinin araştırıldığı çalışmada 14 hareketli dönem için enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri tahmini gerçekleştirilmiştir. Lucas (1973)'in orijinal modelinin yanı sıra arz şoklarıyla genişletilmiş Froyen ve Waud (1984) modelinin de geçerliliğinin sınıandığı çalışmada toplam talep şokları nominal GSMH serisi kullanılarak, toplam arz şokları ise yakacak ve enerji fiyatları endeksinin logaritmik değerinin birinci devresel farkı hesaplanarak modele dahil edilmiştir. Enflasyon değişkenliği ise logaritmik TEFİ serinin birinci devresel farkının beş dönemlik hareketli varyansları hesaplanarak elde edilmiştir. İlk olarak orijinal Lucas modeli çerçevesinde EKK yönteminden tahmin edilen dönemsel enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri üzerine toplam talep şokları varyansı regres edilmiş, negatif ancak istatistiksel olarak sıfırdan farklı olmayan 2.976 değerine ulaşılmıştır. Hemen ardından Froyen ve Waud modeli kapsamında enflasyon değişkenliğinin yer aldığı devresel regresyon denkleminin enflasyon değişkenliği katsayılarının istatistiksel olarak yeterli sonuç sergilememesi üzerine enflasyon değişkenliğinin dışlandığı yeni bir model çalıştırılarak 14 döneme ait ödünleşme parametreleri elde edilmiştir. Bu model kapsamında gerçekleştirilen analizden elde edilen sonuçlar enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep şokları varyansı arasında pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı olmayan bir ilişkinin varlığını, arz şokları için model değerlendirildiğinde ise 0.01 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı -1.093 katsayısına ulaşıldığını göstermiştir. Bu bağlam bir bütün olarak elde edilen bulgular değerlendirildiğinde ise Lucas değişkenlik hipotezinin ilgili dönem için Türkiye ekonomisinde reddedildiğini, ekonomi üzerinde meydana gelen reel etkinin talep yanlı şoklardan ziyade arz yönlü şoklar vasıtasıyla gerçekleştiğini ortaya koymuştur.

Erdem ve vd. (2017) ise 1998:Q1-2017:Q2 dönemi için üçer aylık verilerden yararlandıkları çalışmalarında Türkiye örneği için değişkenlik hipotezinin geçerliliğini araştırmışlardır. Toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişkiyi parametrelerdeki zaman sabitliğini ortadan kaldıran Kalman Filtre analiz yöntemi ile yakalamaya

çalışan yazarlar, öncelikle indirgenmiş formdaki Lucas devresel çıktı denklemini tahmin ederek zamana bağlı olarak değişen enflasyon-çıktı ödünleşme parametrelerini elde etmişlerdir. İlk aşamanın hemen ardından hareketli standart sapma yöntemi ile toplam talep şokları varyanslarını hesaplayan Erdem ve diğerleri, son olarak toplam talep şokları varyansı ile zamana bağlı değişen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasındaki korelasyon ilişkisi incelemişlerdir. -0.27 olarak elde edilen korelasyon katsayısı ise ilgili dönemde Lucas değişkenlik hipotezinin Türkiye örneği için geçerli olduğu sonucunu göstermiştir.

2.3. Endüstriler Arası Karşılaştırmalı Çalışmalar

Lucas değişkenlik hipotezinin geçerliliğini toplulaştırılmamış veri altında ilk defa endüstriler arası karşılaştırmaya olanak sağlayarak test eden çalışma Kretzmer'in 1989 yılı çalışmasıdır. Para politikasının endüstriler üzerindeki farklı reel etkilerini inceleyen bu çalışma, bu farklı etkilere Lucas-Barro geleneğindeki eksik bilgi ve rasyonel beklentiler modelleri kapsamında açıklama getirilip getirilemeyeceğini test etmeyi amaçlamıştır. ABD ekonomisinin 28 endüstrisini 1948-1978 dönemi için ele alan yazar, toplam talep politikası aracı olarak para politikasını kullanmayı tercih etmiştir. Ancak bu tercih Kretzmer'in ABD ekonomisi için endüstriler ile para politikası arasındaki etkileşimi tam olarak yakalamasına imkan tanımamıştır. Tarım, ormancılık, balıkçılık ile petrol ve kömür üretimi endüstrileri dışındaki tüm endüstriler için endüstrilere özgü görece şok varyansı ile bu endüstrideki toplam nominal şokların reel etkisi arasında pozitif bir ilişki tespit edilerek değişkenlik hipotezinin geçerliliğini kabul etmek için yeterli kanıt ulaşılamamıştır.

Kandil (1991), değişkenlik hipotezine ABD ekonomisi için endüstriler arası kanıt arayan çalışmalardan bir diğeridir. 1948-1986 dönemi yıllık verilerinin dikkate alındığı analizde ABD'nin 12 temel endüstrisi daha sonra Standart Endüstriyel Sınıflandırma (SIC) kapsamında 48 alt endüstriye ayrılmış ve Kretzmer (1989)'in çalışmasına kıyasla veri seti büyük ölçüde genişletilmiştir. Lucas (1973)'in orijinal modelini test eden Kandil, endüstriler arası toplam talep şoklarının reel çıktı üzerine olan etkisini beklenilenin aksine pozitif (0.077) olarak tahmin etmiştir. Elde edilen bulgular, reel çıktının endüstriler arası toplam talep şoklarına verdiği tepkinin altında yatan faktörlere bir nebze ışık tutmuş olsa da, bulguların yeni klasik yaklaşımının önermeleriyle tam olarak bağdaşmadığı açık bir şekilde ortaya koyulmuştur.

Ashraf ve Mohabbat (2003), ABD ekonomisinde faaliyette bulunan 19 imalat sektörü için hipotezin geçerliliğini hem zaman hem de panel veri analiz tekniklerini kullanarak incelemişlerdir. Literatürdeki toplulaştırılmış veri kullanımını tercih eden diğer çalışmaların aksine analiz ekonominin tek bir sektörü üzerine yoğunlaşmaktadır. Bu bağlamda toplulaştırılmamış veri üzerinden gerçekleştirilen analizde 1977-1999 dönemi baz alınmış ve tesadüfi etkiler modeli

altında çıktı denklemi tahmin edilmiştir. Zaman serisi analizinden elde edilen sonuçlar 19 imalat endüstrisinden 11'inin Lucas'ın hipotezi doğrultusunda hareket ettiğini ortaya koymuştur¹⁵. Göreli olarak düşük değişkenliğe sahip bu endüstriler nominal talep şoklarının etkilerini yalnızca üretime aktarırken, göreli olarak yüksek değişkenliğe sahip endüstriler ise nominal talep şoklarının etkilerini direk olarak fiyatlara yansıtmaktadırlar. Biri yüksek diğeri düşük nominal talep değişkenliğine sahip iki endüstrinin ise bu şokların etkisini sistematik olarak ne fiyat ne de çıktı üzerine yansıtamadığı görülmüştür¹⁶. Geriye kalan altı endüstri ise göreli nominal talep şoklarının etkilerini hem fiyat hem de çıktı üzerine aktarabilmektedirler¹⁷. Ayrıca panel veri analizinden elde edilen sonuçlar sonrasında zaman serisinden elde edilen sonuçları destekleyerek mevcut nominal talep şoklarının etkisini fiyat düzeyi değişimlerinden ziyade daha çok üretim değişimleri üzerinde gösterdiğini ortaya koymuştur.

¹⁵ Bu endüstriler gıda, tekstil, taş-kil ve cam, yarı mamul metal, endüstriyel makine ve teçhizat, diğer nakliye ekipmanı, karışık mallar, kağıt ve benzeri ürünler, tütün ürünleri, basım ve yayım ile kimya ve benzeri ürün endüstrileridir.

¹⁶ Giyim ve diğer ürünler ile kauçuk ve plastik ürün endüstrileridir.

¹⁷ Motorlu taşıtlar ve ekipmanları, mobilya ve demirbaşlar, kereste ve ağaç ürünleri, petrol ve kömür ürünleri, deri ve deri ürünleri, birincil metal endüstrileridir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3. VERİ SETİ, EKONOMETRİK MODEL VE YÖNTEM

Çalışmanın bu bölümünde analizde kullanılan veri setinin, ele alınan ekonometrik modellerin ve bu modellerin geçerliliğinin testi için kullanılan ekonometrik süreç ile yöntemin detaylı bir açıklamasına yer verilmektedir.

3.1. Veri Seti

Bu çalışmada amaç Lucas'ın değişkenlik hipotezinin Türkiye örneği için geçerliliğini, tarım, sanayi ve hizmetler olmak üzere alt sektörler bazında orijinal Lucas modeli ve arz şoklarıyla genişletilmiş Froyen ve Waud modeli kapsamında test etmektir. Çalışma Türkiye ekonomisi için 2003:Q1-2018:Q4 dönemini kapsamaktadır. Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistem'inden (TCMB-EVDS) temin edilmiş olan üçer aylık serilerin, döviz kuru serisi hariç¹⁸, tamamı ilk olarak Census X-12 yöntemi¹⁹ ile mevsimsellikten arındırılmış hemen akabinde ise logaritmik transformasyona tabi tutulmuştur. Çalışmada reel çıktı değişkenleri iktisadi faaliyet kollarına göre elde edilmiş olan reel GSYİH serileri tarafından, nominal toplam talep değişkeni ise iktisadi faaliyet kollarına göre elde edilen nominal GSYİH serileriyle temsil edilmiştir. Arz şoklarının iktisadi faaliyet üzerindeki reel etkisi ise enerji fiyatları şokları ve döviz kuru şokları olmak üzere iki farklı şok değişkeni kullanılarak ölçülmüştür. Tüketici fiyat endeksi (TÜFE) serisi kullanılarak analize dahil edilen bir diğer değişken ise fiyatlar genel seviyesidir. Çalışmanın veri setine ait detaylı tanımlamalar Tablo 1'de verilmiştir.

¹⁸ Döviz kuru serisinin mevsimsellik içerip içermediği Kruskal Wallis testi ile araştırılmış ve elde edilen bulgular serinin mevsimsellik içermediğini göstermiştir.

¹⁹ Yöntemin ayrıntıları için bakınız: U.S. Bureau of the Census, 1999.

Tablo 1: Değişkenlerin Tanımı

Reel Çıktı	İktisadi faaliyet kollarına (A10) göre (Zincirlenmiş Hacim (Bin TL)) elde edilen reel gayri safi yurt içi hasıla (RGSYİH) serileriyle temsil edilmiştir.
Konjonktürel Çıktı	Her bir sektörün reel çıktı değişkeni için belirlenen optimal trend modelinin EKK yöntemi ile tahmininden elde edilen hata terimleridir.
Nominal Çıktı	İktisadi faaliyet kollarına (A10) göre (Cari fiyatlarla (Bin TL)) elde edilmiş olan nominal gayri safi yurt içi hasıla (NGSYİH) serileriyle temsil edilmiştir.
Toplam Talep Şoku	Nominal değişim değişkeni olup, nominal çıktı değişkeninin logaritmik farkı alınarak hesaplanmıştır.
Toplam Talep Şoku Değişkenliği	Logaritmik farkı alınmış nominal çıktı değişkeninin varyansı ile temsil edilmiştir.
Toplam Arz Şoku	Toplam arz şoklarını temsilen çalışmada iki farklı arz şoku değişkeni kullanılmıştır: <ul style="list-style-type: none">• Enerji fiyatlarındaki şoklar ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksi (ÜFE) (2003=100) logaritmik değerinin birinci devresel farkı ile ifade edilmiştir.• Döviz kuru şokları ABD doları döviz kuru logaritmasının birinci devresel farkı alınarak oluşturulmuştur.
Enflasyon Oranı	Tüketici fiyat endeksi (TÜFE (2003=100)) serisi ile temsil edilen fiyatlar genel seviyesinin logaritmik farkı alınarak hesaplanmıştır.
Enflasyon Değişkenliği	Logaritmik farkı alınmış TÜFE serisinin dört ve sekiz dönemlik hareketli varyansları ²⁰ hesaplanarak analize dahil edilmiştir.

Tablo 1’de yer alan değişkenlere ait kısaltmalar ve bu kısaltmalar kullanılarak oluşturulan değişkenler ise Tablo 2’de ki gibidir.

²⁰ Hareketli varyansları elde etmek için $\hat{\sigma}_{\Delta P,t}^2 = \left(\frac{1}{m}\right) \sum_{i=1}^m (\Delta P_{t+i-1} - \Delta P_{t+i-2})^2$ formülünden yararlanılmıştır. Formülde yer alan; m ; hareketli ortalamalar dönem sayısını göstermektedir.

Tablo 2: Değişkenler İçin Kısaltmalar

Değişkenin Kısaltması	Değişkenin Açılımı
$LRGSYİH$	Reel Çıktı: Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
$LRGSYİH^{TAR}$	Tarım Sektörünün Reel Çıktısı: Tarım Sektörünün Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasılası
$LRGSYİH^{SAN}$	Sanayi Sektörünün Reel Çıktısı: Sanayi Sektörünün Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasılası
$LRGSYİH^{HİZ}$	Hizmetler Sektörünün Reel Çıktısı: Hizmetler Sektörünün Reel Gayri Safi Yurt İçi Hasılası
$y_{c,t}$	Konjonktürel Çıktı
$y_{c,t}^{TAR}$	Tarım Sektörünün Konjonktürel Çıktısı
$y_{c,t}^{SAN}$	Sanayi Sektörünün Konjonktürel Çıktısı
$y_{c,t}^{HİZ}$	Hizmetler Sektörünün Konjonktürel Çıktısı
$LNGSYİH$	Nominal Çıktı: Nominal Gayri Safi Yurt İçi Hasıla
$LNGSYİH^{TAR}$	Tarım Sektörünün Nominal Gayri Safi Yurt İçi Hasılası
$LNGSYİH^{SAN}$	Sanayi Sektörünün Nominal Gayri Safi Yurt İçi Hasılası
$LNGSYİH^{HİZ}$	Hizmetler Sektörünün Nominal Gayri Safi Yurt İçi Hasılası
ΔX_t	Toplam Talep Şoku: $\Delta X_t = LNGSYİH_t - LNGSYİH_{t-1}$
ΔX_t^{TAR}	Tarım Sektörü Toplam Talep Şokları: $\Delta X_t^{TAR} = LNGSYİH_t^{TAR} - LNGSYİH_{t-1}^{TAR}$
ΔX_t^{SAN}	Sanayi Sektörü Toplam Talep Şokları: $\Delta X_t^{SAN} = LNGSYİH_t^{SAN} - LNGSYİH_{t-1}^{SAN}$
$\Delta X_t^{HİZ}$	Hizmetler Sektörü Toplam Talep Şokları: $\Delta X_t^{HİZ} = LNGSYİH_t^{HİZ} - LNGSYİH_{t-1}^{HİZ}$
$\sigma_{\Delta X}^2$	Toplam Talep Şoklarının Varyansı
$\sigma_{\Delta X^{TAR}}^2$	Tarım Sektörüne Ait Toplam Talep Şoklarının Varyansı
$\sigma_{\Delta X^{SAN}}^2$	Sanayi Sektörüne Ait Toplam Talep Şoklarının Varyansı
$\sigma_{\Delta X^{HİZ}}^2$	Hizmetler Sektörüne Ait Toplam Talep Şoklarının Varyansı
π	Enflasyon-Çıktı Ödünleşme Parametresi
π^{TAR}	Tarım Sektörüne ait Enflasyon-Çıktı Ödünleşme Parametresi
π^{SAN}	Sanayi Sektörüne ait Enflasyon-Çıktı Ödünleşme Parametresi
$\pi^{HİZ}$	Hizmetler Sektörüne ait Enflasyon-Çıktı Ödünleşme Parametresi
$LENERJİ$	Ham Petrol ve Doğal Gaz Fiyatları (ÜFE) (2003=100)
$LDKUR$	ABD Doları Döviz Kuru
$\mu_t^{ENERJİ}$	Toplam Arz Şoku: $\mu_t^{ENERJİ} = LENERJİ_t - LENERJİ_{t-1}$
μ_t^{DKUR}	Toplam Arz Şoku: $\mu_t^{DKUR} = LDKUR_t - LDKUR_{t-1}$
$LTÜFE$	Tüketici Fiyat Endeksi (2003=100)
ΔP_t	Enflasyon Oranı: $\Delta P_t = LTÜFE_t - LTÜFE_{t-1}$
$\hat{\sigma}_{\Delta P,t(4)}^2$	Enflasyon Değişkenliği: Dört Dönemlik Hareketli Varyans
$\hat{\sigma}_{\Delta P,t(8)}^2$	Enflasyon Değişkenliği: Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans

Çalışmanın veri setinin tarım, sanayi ve hizmetler olmak üzere ekonominin üç temel sektörünü kapsamaktadır. Ekonominin ana sektörlerine ait toplam talep şokları ile toplam arz şoklarını temsil eden değişkenlerin oluşturulmasına dair detaylı bilgiler ise Tablo 1 ve Tablo 2’de yer almaktadır. Ekonometrik analizde kullanılacak veri setini tamamlamak adına tarım, sanayi ve hizmetler sektörü reel çıktı serilerinin trendden arındırılarak her bir sektöre ait konjonktürel çıktı değişkeninin elde edilmesi gerekmektedir. Ancak değişkenlik hipotezine ilişkin ampirik literatür incelendiğinde trendden arındırılmış reel çıktıyı bir başka deyişle konjonktürel çıktıyı elde etmek için tek bir trend modeli yaklaşımının kullanıldığı dikkatlerden kaçmamaktadır. Kullanılan bu yaklaşım ise doğrusal trend modelidir²¹. Oysaki konjonktürel çıktı değişkeni elde edilirken trend spesifikasyonunun doğru bir şekilde belirlenmesi ve doğrusal olmayan trend modellerinin ve hatta varsa yapısal kırılmalarında dikkate alınması gerekebilmektedir. Çünkü bir zaman serisinin yapısal özelliklerine özgü en uygun yaklaşımın doğru bir şekilde belirlenememesi test edilen hipotezin geçerliliğini değiştirebileceği gibi ekonometrik tahminler açısından da yanıltıcı sonuçlar ortaya koyabilmektedir.

Bu bağlamda çalışmada öncelikle her bir sektöre ait konjonktürel çıktı değişkenini elde etmek için beş farklı model spesifikasyonu altında çeşitli trend modellerinin tahmini gerçekleştirilmiştir. Tahmin edilen modeller arasından optimal trend spesifikasyonunun seçilmesi içinse F-istatistiği, Standart sapma gibi istatistiklerin yanı sıra Kök Ortalama Karesel Hata (RMSE), Ortalama Mutlak Hata (MAE) ve Ortalama Mutlak Yüzde Hata (MAPE) gibi performans istatistiklerinden yararlanılmıştır. Bu istatistikler arasında yapılan kıyaslamalar neticesinde belirlenen optimal trend modelinin EKK yöntemi altında tahmininden elde edilen hata terimleri ise çalışmanın konjonktürel çıktı serilerini temsil etmektedir. Konjonktürel çıktı değişkeninin oluşturulması için kullanılan trend modeli spesifikasyonlarına ait detaylı açıklamalar 3.1.1 numaralı başlık altında yer almaktadır.

3.1.1. Konjonktürel Çıktının Elde Edilmesi

Tarım, sanayi ve hizmetler olmak üzere her bir sektörün konjonktürel çıktı değişkeni için çeşitli trend değişkenlerini içeren beş farklı model tahmin edilmiştir. Bu spesifikasyonlar doğrusal trend modelinin yanı sıra doğrusal olmayan yani karesel trend modellerini de içermektedir. Hatta sektörel reel çıktı serilerinin her birinin kendine özgü olmak üzere belli dönemlerinde meydana gelen yapısal kırılmalarını dikkate almak adına oluşturulan kukla değişkenler (D1) modellere eklenmiştir. Seçilen optimal trend modelinin EKK yöntemi altındaki tahmininden elde edilen hata terimleri ise konjonktürel çıktı değişkeni olarak analize dahil edilmiştir.

²¹ Literatürde konjonktürel çıktı değişkenini elde etmek için kullanılan trend modeli spesifikasyonu $\log(\text{reel Gelir}_t) = \beta_0 + \beta_1 \text{trend} + \varepsilon_t$ şeklindedir. İstisna olarak sadece Koskela ve Viren (1980a) çalışmalarında aynı trend modelini kullanmak şartıyla reel geliri trend ve nüfus üzerine regres etmişler ve modelden elde ettikleri hata terimlerini konjonktürel çıktı olarak kullanmışlardır.

Konjonktürel çıktı serilerinin elde edilmesinde kullanılan spesifikasyonlar (47) ve (51) numaralı denklemlerde en genel haliyle reel çıktı (LRGSYİH) serisi için detaylı bir şekilde modellenmiş ve hemen ardından her bir sektör için ayrı ayrı konjonktürel çıktı değişkenleri elde edilerek veri setinin oluşumu tamamlanmıştır.

3.1.1.1. Doğrusal Trend Modeli

Çalışmada ilk olarak doğrusal trend modelinin tahmini gerçekleştirilmiştir. Bu model (47) numaralı denklemde gösterildiği gibidir.

$$LRGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \varepsilon_t \quad (47)$$

3.1.1.2. Karesel Trend Modeli

İkinci model trend değişkeni ile birlikte trendin karesini içermektedir.

$$LRGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \varepsilon_t \quad (48)$$

3.1.1.3. Yapısal Kırılmalı Doğrusal Trend Modeli

Reel çıktı değişkenindeki yapısal kırılmanın varlığını dikkate alan D1 kukla değişkeni doğrusal trend modeline dahil edilmiştir.

$$LRGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D1 + \varepsilon_t \quad (49)$$

3.1.1.4. Yapısal Kırılma ve Etkileşim Değişkenli Doğrusal Trend Modeli

(49) numaralı modele D1 ile trend çarpımından (D1*trend) türetilen bir etkileşim değişkeninin eklenmesiyle elde edilen doğrusal trend modelidir.

$$LRGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D1 + \beta_3 D1*trend + \varepsilon_t \quad (50)$$

3.1.1.5. Yapısal Kırılmalı Karesel Trend Modeli

(48) numaralı karesel trend modeline D1 kukla değişkeninin eklenmesiyle (51) numaralı doğrusal olmayan trend modeline ulaşılır.

$$LRGSYİH_t = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \beta_3 D1 + \varepsilon_t \quad (51)$$

3.1.2. Tarım Sektörü İçin Konjonktürel Çıktı Serisinin Elde Edilmesi

Bir önceki bölümde konjonktürel çıktının elde edilmesi için en genel haliyle oluşturulan beş farklı trend modelinin tahminleri ilk olarak tarım sektörü için gerçekleştirilmiştir. Spesifikasyonları tahmin etmek için tarım sektörünün reel gayri safi yurt içi hasılası kullanılmıştır. Her bir model $LRGSYİH_t^{TAR}$ serisi kullanılarak yeniden ifade edildiğinde aşağıdaki spesifikasyonlara ulaşılmaktadır.

$$\text{Model (1): } LRGSYİH_t^{TAR} = \beta_0 + \beta_1 trend + \varepsilon_t$$

$$\text{Model (2): } LRGSYİH_t^{TAR} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \varepsilon_t$$

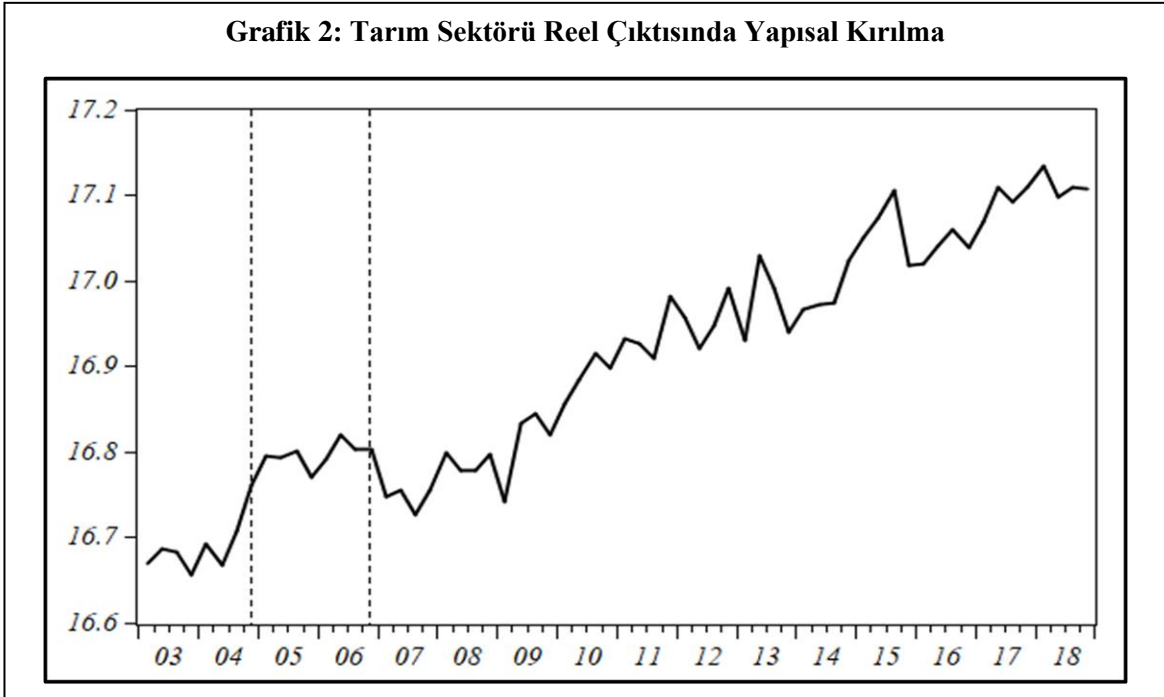
$$\text{Model (3): } LRGSYİH_t^{TAR} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D1 + \varepsilon_t$$

$$\text{Model (4): } LRGSYİH_t^{TAR} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D1 + \beta_3 D1 * trend + \varepsilon_t$$

$$\text{Model (5): } LRGSYİH_t^{TAR} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \beta_3 D1 + \varepsilon_t$$

Model (3), (4) ve (5)'den de görüleceği üzere spesifikasyonlar serideki olası yapısal kırılmaları dikkate alan modellerdir. Dolayısıyla öncelikle seriye ait grafik incelenerek serideki olası yapısal kırılmanın varlığı tespit edilmelidir. Bu sebeple tarım sektörüne ait reel gayri safi yurt içi hasıla serisinin Grafik 2'de yer alan zaman seyri incelenmiş 2004:Q4-2006:Q4 döneminde yapısal kırılmanın varlığına rastlanmıştır. Bu doğrultuda tarım sektöründeki yapısal kırılmanın varlığını dikkate alan kukla değişken (D1) oluşturularak ilgili modellerin tahmini gerçekleştirilmiştir.

Grafik 2: Tarım Sektörü Reel Çıktısında Yapısal Kırılma



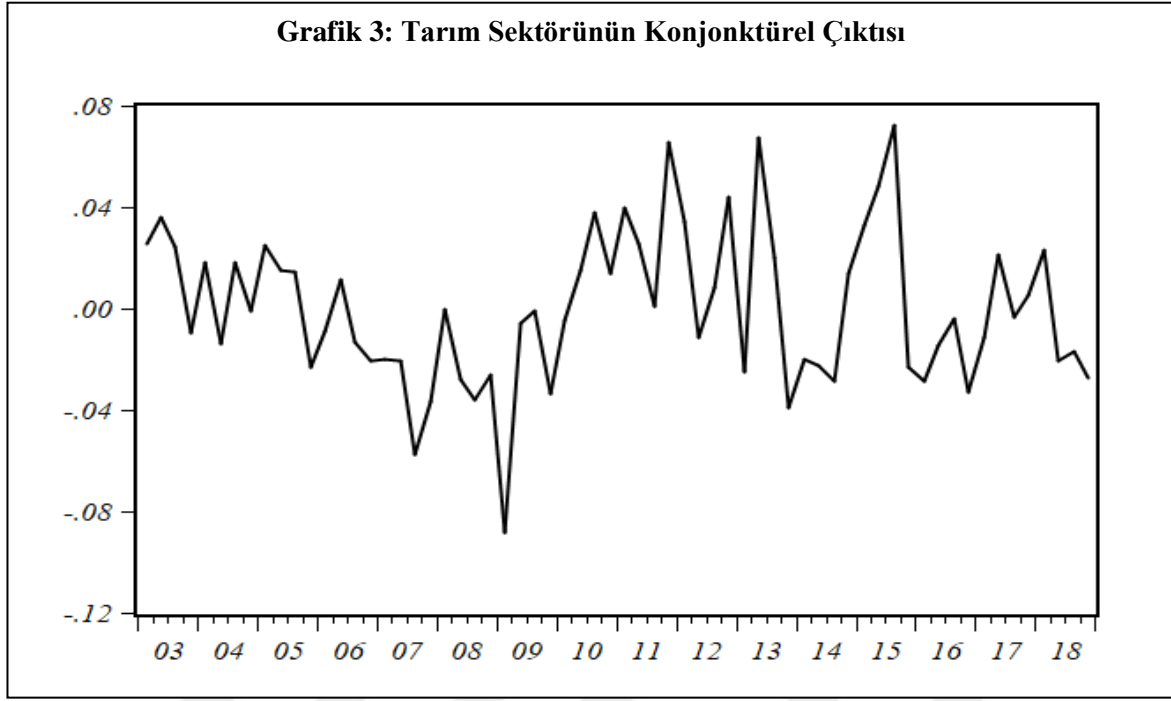
Tablo 3’de beş farklı spesifikasyonun tahmininden elde edilen sonuçlar yer almaktadır. Tarım sektörü için oluşturulan Model (1) ile Model (5) arasındaki spesifikasyonların tamamında, modellerin bir bütün olarak sıfırdan farklı olup olmadığını sınavan F-istatistiğinin H_0 hipotezi %1 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak reddedilmiştir. Bu durumda tarım sektörü için ele alınan modellerin her birinin bir bütün olarak anlamlı olduğunu söylemek hiç de yanlış olmayacaktır. Modeller performansları açısından değerlendirildiğinde ise RMSE, MAE ve MAPE istatistikleri açısından en düşük değere sahip olan modelin 4. spesifikasyonu esas alan model olduğu görülmektedir. Oldukça yüksek açıklayıcılık gücüne (0.95) sahip olmasının yanı sıra konjonktürel çıktı değişkeninin standart sapması (0.0300) açısından da bu model diğer dört modele nazaran en düşük standart sapma değerine sahip olanıdır. Ancak modeller değişken katsayılarının anlamlılığı açısından ele alındığında Model (4)’de yer alan etkileşim değişkeni (D1*trend) katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Bu sebeple Model (4), her ne kadar performans istatistikleri ve standart sapması açısından en düşük değere sahip olan model olsa da tarım sektörüne ait konjonktürel çıktının elde edilmesinde kullanılacak optimal spesifikasyon değildir. Diğer modeller yine değişken katsayılarının anlamlılığı açısından değerlendirildiğinde Model (2) ve Model (5)’de yer alan karesel trend değişkeninin %10 düzeyinde bile istatistiksel anlamlılığı sağlayamadığı görülmektedir. Modeller arası yapılan karşılaştırmalar sonucunda beş model arasından tarım sektörü için en uygun olan modelin, reel çıktı değişkenindeki yapısal kırılmanın varlığını dikkate alan ve 3. spesifikasyonla ifade edilen yapısal kırılmalı doğrusal trend modelinin olduğu söylenebilir.

Tablo 3: Tarım Sektörü için Optimal Spesifikasyonun Seçimi

	<i>Spesifikasyonlar</i>				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
SABİT TERİM	16.6692 ^{***}	16.6769 ^{***}	16.6432 ^{***}	16.6427 ^{***}	16.6456 ^{***}
TREND	0.0072 ^{***}	0.0065 ^{***}	0.0077 ^{***}	0.0078 ^{***}	0.0075 ^{***}
TREND²	-	0.00001	-	-	0.000003
D1	-	-	0.0641 ^{***}	0.1055 ^{**}	0.0636 ^{***}
D1*TREND	-	-	-	0.0037	-
THEIL U İST.	1.0050	0.9994	0.8306	0.8243	0.8308
RMSE	0.0360	0.0358	0.0300	0.0298	0.0300
MAE	0.0292	0.0295	0.0243	0.0238	0.0242
MAPE	0.1733	0.1753	0.1437	0.1410	0.1435
KONJONKTÜREL ÇIKTININ STD.SAPMASI	0.0363	0.0361	0.0302	0.0300	0.0302
R²	0.93	0.93	0.95	0.95	0.95
F-İSTATİSTİĞİ	857.56 ^{***}	426.38 ^{***}	620.64 ^{***}	413.25 ^{***}	407.11 ^{***}

Not: D1 kukla değişkeni, 2004:Q4-2006:Q4 dönemleri için 1 değerini almaktadır. R², denklemin açıklayıcılık gücünü göstermekte olup ^{***}, %1 anlamlılık düzeyini; ^{**}, %5 anlamlılık düzeyini; ^{*} ise %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Tarım sektörü için optimal trend modeli olan spesifikasyon (3)'ün EKK tahmininden elde edilen hata terimleri konjonktürel çıktı değişkenini temsil etmektedir. Sektöre ait konjonktürel çıktı serisinin 2003:Q1-2018:Q4 dönemi için izlediği seyir ise Grafik 3'te gösterildiği gibidir.



3.1.3. Sanayi Sektörü İçin Konjonktürel Çıktı Serisinin Elde Edilmesi

Tarım sektörünün konjonktürel çıktısını elde etmek için tahmin edilen beş farklı model sırasıyla sanayi sektörünün konjonktürel çıktısını oluşturabilmek için kullanılmıştır. Spesifikasyonların tahmini için sanayi sektörünün reel gayri safi yurt içi hasılası ($LRGSYİH_t^{SAN}$) serisinden yararlanılmıştır. Spesifikasyonlar sanayi sektörü reel çıktısı cinsinden aşağıdaki gibi modellenebilir.

$$Model (1): LRGSYİH_t^{SAN} = \beta_0 + \beta_1 trend + \varepsilon_t$$

$$Model (2): LRGSYİH_t^{SAN} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \varepsilon_t$$

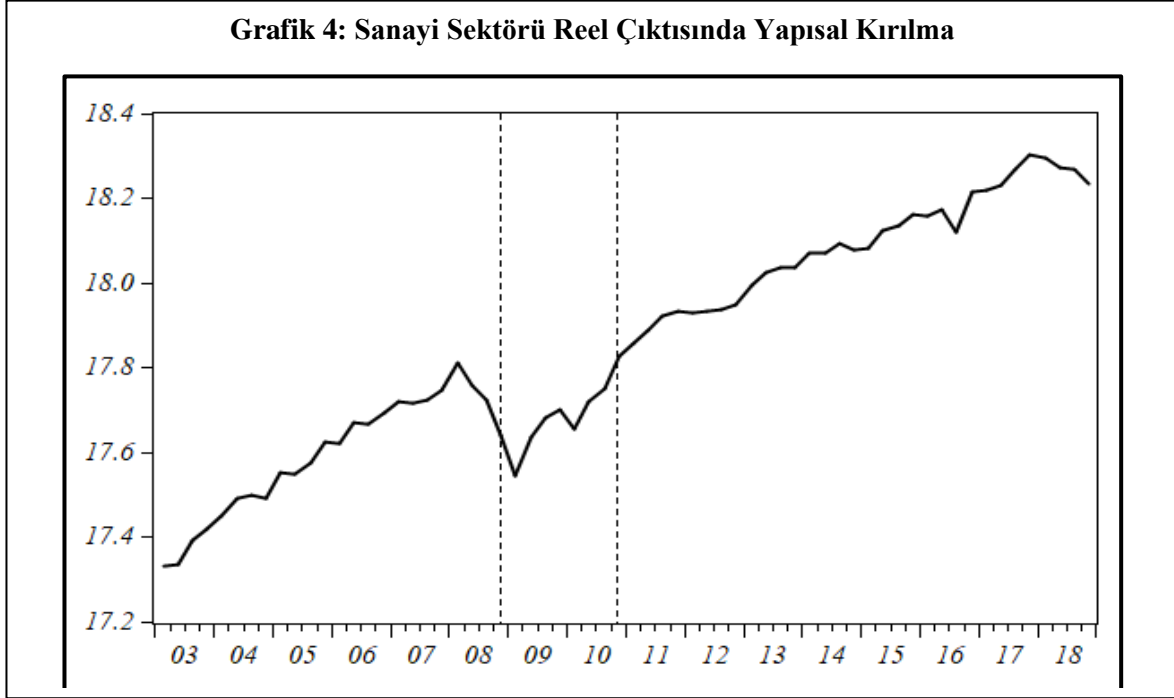
$$Model (3): LRGSYİH_t^{SAN} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D2 + \varepsilon_t$$

$$Model (4): LRGSYİH_t^{SAN} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D2 + \beta_3 D2 * trend + \varepsilon_t$$

$$Model (5): LRGSYİH_t^{SAN} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \beta_3 D2 + \varepsilon_t$$

Sanayi sektörü reel gayri safi yurt içi hasıla serisindeki yapısal kırılma, tarım sektöründeki yapısal kırılmadan farklı olarak varlığını 2008 yılının son çeyreği ile 2010 yılının üçüncü çeyreği arasında göstermiştir. Sanayi sektöründe ortaya çıkan bu yapısal farklılık Grafik 4'de açıkça

görülmektedir. Bu doğrultuda 2008:Q4-2010:Q3 dönemi için oluşturulan D2 kukla değişkeni ilgili modellere dahil edilerek beş modelin tahmini gerçekleştirilmiştir.



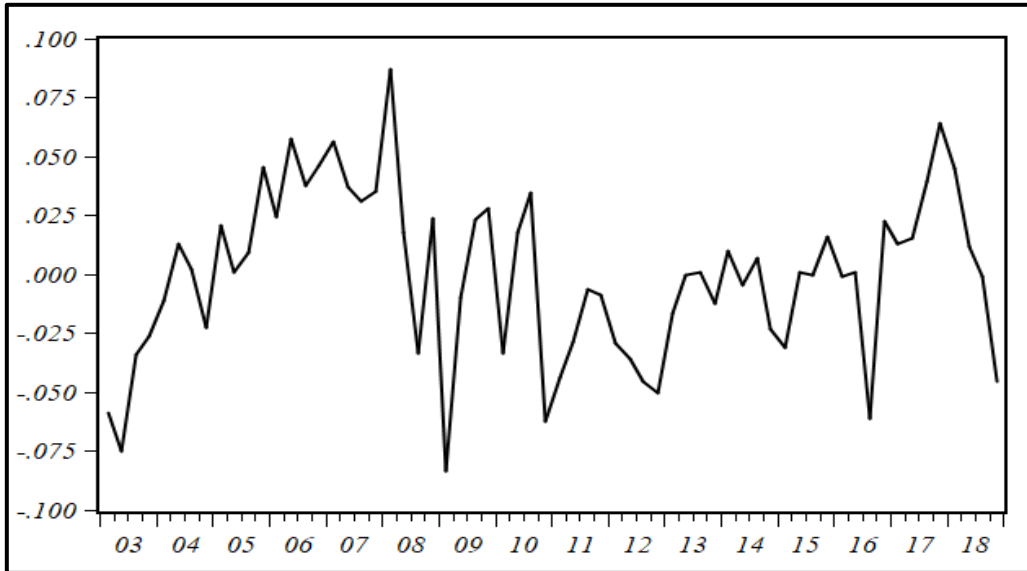
Sanayi sektörü için beş farklı spesifikasyonun tahmininden elde edilen sonuçlar ise Tablo 4'de ki gibidir. Tablo 4'de yer alan modellerin tamamının bir bütün olarak anlamlı oldukları sonucu F-istatistiklerinin %1 düzeyindeki istatistiki anlamlılıklarından çıkarılabilmektedir. Ancak Model (2)'de yer alan karesel trend değişkeni ile Model (4)'de yer alan etkileşim değişkeni katsayıları incelendiğinde tahmin katsayılarının istatistiksel olarak anlamsız olduğu dikkati çekmektedir. Bu bağlamda sanayi sektörü için optimal spesifikasyonun belirlenmesi işlemi geriye kalan (1), (3) ve (5) nolu modeller üzerinden gerçekleşmek daha doğru olacaktır. Bu modeller arasında Model (1)'in hem açıklayıcılık gücü diğer iki modele göre daha düşüktür (0.95) hem de konjonktürel çıktının standart sapması (0.0596) diğer iki modelden oldukça yüksektir. Ayrıca modelin RMSE, MAE ve MAPE istatistikleri yüksek olmakla birlikte Model (3) ve Model (5)'den büyük ölçüde farklılaşmaktadır. Bu sonuçlar altında geriye Model (3) ve (5) olmak üzere iki model kalmaktadır. Bu modellerden en uygun olanı ise hem RMSE, MAE ve MAPE istatistikleri açısından hem de konjonktürel çıktının standart sapması (0.0355) açısından en düşük değere sahip olan Model (5)'dir. Ayrıca model (5) tüm modeller arasında en yüksek açıklayıcılık gücüne (0.98) sahip olma özelliği de taşımaktadır. Tüm bu sonuçlar altında sanayi sektörü için yapısal kırılmalı karesel trend modeli tahmininden elde edilen hata terimleri konjonktürel çıktıyı temsil etmek üzere analize dahil edilmiştir. Grafik 5 ise sanayi sektörüne ait konjonktürel çıktı serisini göstermektedir.

Tablo 4: Sanayi Sektörü için Optimal Spesifikasyonun Seçimi

	<i>Spesifikasyonlar</i>				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
SABİT TERİM	17.4022***	17.4061***	17.4269***	17.4273***	17.3922***
TREND	0.0143***	0.0139***	0.0141***	0.0141***	0.0178***
TREND²	-	0.000006	-	-	-0.00005***
D2	-	-	-0.1353***	-0.3132*	-0.1566***
D2*TREND	-	-	-	0.0067	-
THEIL U İST.	1.3334	1.5305	0.9733	0.9624	0.8987
RMSE	0.0592	0.0591	0.0390	0.0386	0.0352
MAE	0.0438	0.0440	0.0295	0.0289	0.0279
MAPE	0.2468	0.2478	0.1661	0.1632	0.1572
KONJONKTÜREL ÇIKTININ STD.SAPMASI	0.0596	0.0596	0.0393	0.0389	0.0355
R²	0.95	0.95	0.97	0.97	0.98
F-İSTATİSTİĞİ	1249.07***	615.10***	1453.00***	972.63***	1170.98***

Not: D2 kukla değişkeni, 2008:Q4-2010:Q3 dönemleri için 1 değerini almaktadır. R², denklemin açıklayıcılık gücünü göstermekte olup ***, %1 anlamlılık düzeyini; **, %5 anlamlılık düzeyini; * ise %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Grafik 5: Sanayi Sektörünün Konjonktürel Çıktısı



3.1.4. Hizmetler Sektörü İçin Konjonktürel Çıktı Serisinin Elde Edilmesi

Son olarak daha önce tarım ve sanayi sektörü için izlenmiş olan ekonometrik sürecin aynısı hizmetler sektörünün konjonktürel çıktısını elde etmek için uygulanmıştır. Hizmetler sektörünün reel gayri safi yurt içi hasıla ($LRGSYİH_t^{HİZ}$) serisi kullanılarak oluşturulan beş farklı model aşağıdaki gibidir.

$$\text{Model (1): } LRGSYİH_t^{HİZ} = \beta_0 + \beta_1 trend + \varepsilon_t$$

$$\text{Model (2): } LRGSYİH_t^{HİZ} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \varepsilon_t$$

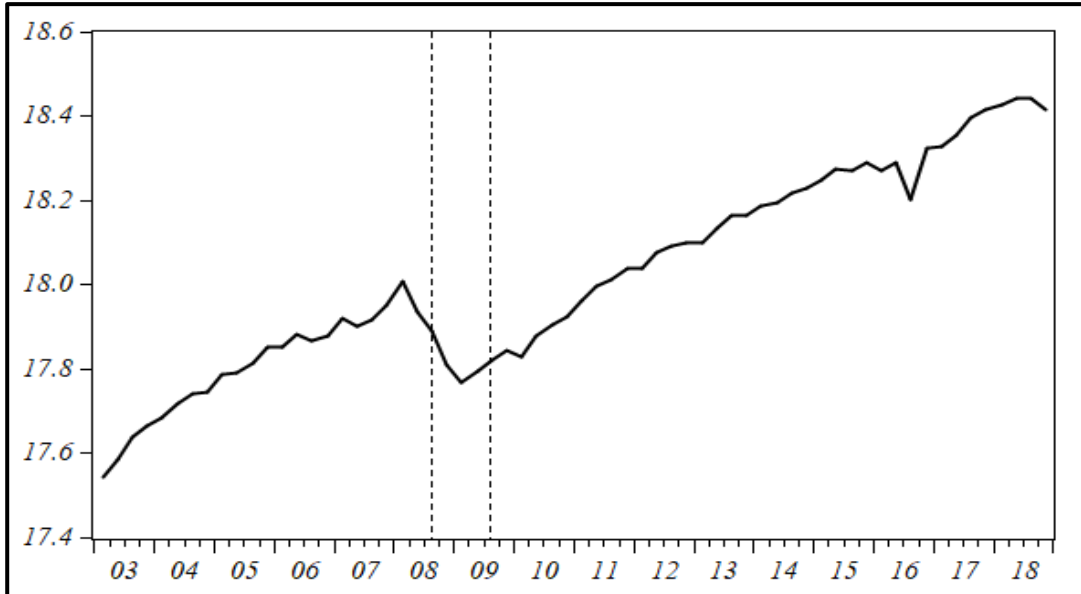
$$\text{Model (3): } LRGSYİH_t^{HİZ} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D3 + \varepsilon_t$$

$$\text{Model (4): } LRGSYİH_t^{HİZ} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 D3 + \beta_3 D3 * trend + \varepsilon_t$$

$$\text{Model (5): } LRGSYİH_t^{HİZ} = \beta_0 + \beta_1 trend + \beta_2 trend^2 + \beta_3 D3 + \varepsilon_t$$

2008:Q3-2009:Q3 döneminde hizmetler sektöründe varlığına rastlanan yapısal kırılma Grafik 6'da gösterildiği gibidir. Bu dönemdeki yapısal kırılma için oluşturulan D3 kukla değişkeni yine (3), (4) ve (5) numaralı modellerde dikkate alınarak EKK tahminleri yapılmıştır.

Grafik 6: Hizmetler Sektörü Reel Çıktısında Yapısal Kırılma



Hizmetler sektörüne ait optimal spesifikasyonun belirlenmesi için elde edilen sonuçlar Tablo 5'te verilmektedir. Tablodan görüleceği üzere modellerin tamamı bir bütün olarak anlamlıdır. Modeller arasında en düşük RMSE, MAE, MAPE istatistiklerine ve standart sapma değerine sahip olan spesifikasyonlar ise Model (4) ve Model (5) olarak karşımıza çıkmaktadır. Bu iki model değişken katsayılarının anlamlılıkları açısından incelendiğinde ise Model (4)'te yer alan kukla (D3)

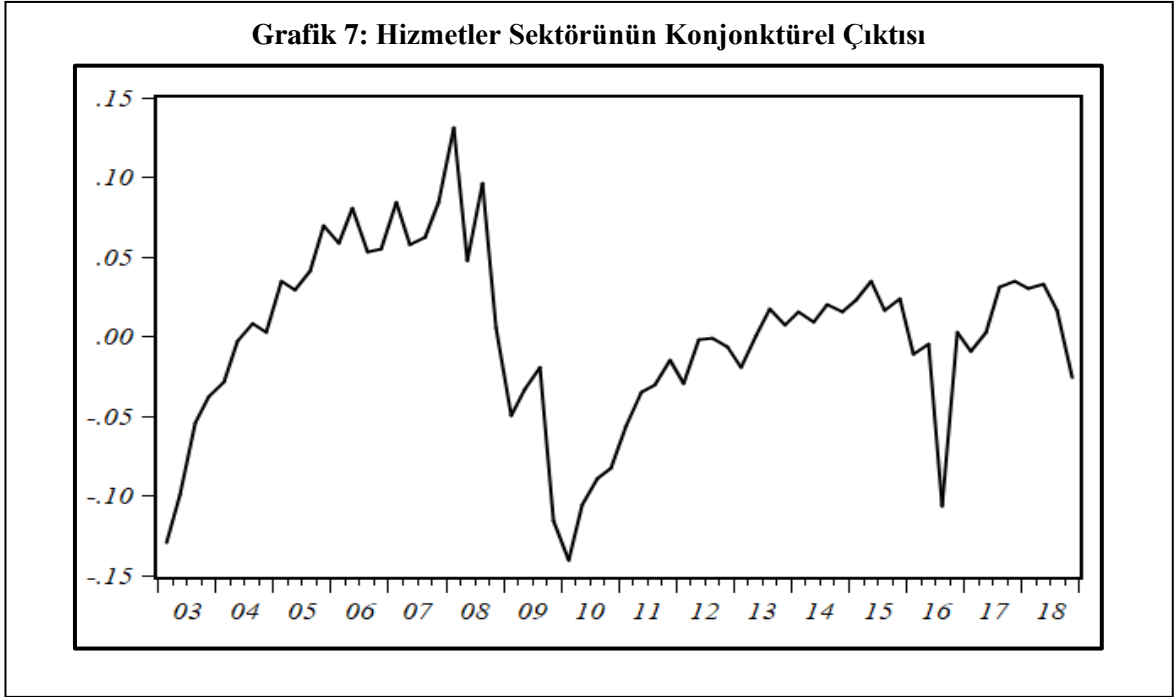
ve etkileşim (D3*trend) değişkenlerinin istatistiksel olarak anlamlı olmadığı görülmektedir. Ayrıca bu modelin konjonktürel çıktısına ait standart sapma değeri (0.0563) yine Model 5'in tahmininden elde edilen hata terimlerinin standart sapma değerinden (0.0558) yüksektir. Dolayısıyla hizmetler sektörünün konjonktürel çıktı değişkenini elde etmek için en uygun spesifikasyonun sanayi sektöründe de olduğu gibi hem yapısal kırılmayı (yapısal kırılma dönemleri farklılık göstermektedir) hem de karesel trend değişkenini içeren Model (5) olduğunu söylemek mümkündür.

Tablo 5: Hizmetler Sektörü için Optimal Spesifikasyonun Seçimi

	<i>Spesifikasyonlar</i>				
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
SABİT TERİM	17.6298***	17.6756***	17.6456***	17.6452***	17.6733***
TREND	0.0123***	0.0079***	0.0121***	0.0121***	0.0093***
TREND²	-	0.00007***	-	-	0.00004***
D3	-	-	-0.1198***	0.5423	-0.1057***
D3*TREND	-	-	-	-0.0275	-
THEIL U İST.	1.8594	1.7168	1.6003	1.5695	1.5287
RMSE	0.0652	0.0616	0.0569	0.0558	0.0553
MAE	0.0509	0.0471	0.0439	0.0431	0.0417
MAPE	0.2838	0.2629	0.2450	0.2403	0.2327
KONJONKTÜREL ÇIKTININ STD.SAPMASI	0.0658	0.0621	0.0573	0.0563	0.0558
R²	0.92	0.93	0.94	0.94	0.94
F-İSTATİSTİĞİ	757.89***	421.89***	499.69***	340.90***	347.79***

Not: D3 kukla değişkeni, 2008:Q3-2009:Q3 dönemleri için 1 değerini almaktadır. R², denklemin açıklayıcılık gücünü göstermekte olup ***, %1 anlamlılık düzeyini; **, %5 anlamlılık düzeyini; * ise %10 anlamlılık düzeyini temsil etmektedir.

Hizmetler sektörüne ait konjonktürel çıktı serisi Grafik 7’de gösterildiği gibidir.



3.2. Ekonometrik Model

Bu çalışmada değişkenlik hipotezinin geçerliliği iki farklı model altında sınanmıştır. Bunlardan ilki tezin birinci bölümünde detaylı bir şekilde teorik altyapısına değinilen orijinal Lucas Modeli’dir. Bu sebeple bu bölümde Lucas modeli genel hatlarıyla ortaya koyulmuştur. Çalışmada ele alınan ikinci model ise Lucas modelini arz şoklarıyla daha geniş bir spesifikasyon altında test etmeye imkan tanıyan Froyen ve Waud modelidir. Bu modele ilişkin teorik bilgiler ise 3.2.2. başlığı altında detaylandırılmıştır.

3.2.1. Orijinal Lucas Modeli

Lucas (1973) değişkenlik hipotezinin test edilmesi amacıyla tahmin edilmesi gereken konjonktürel çıktı denklemi (52) numaralı eşitlikte verilmiştir.

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (52)$$

(52) numaralı denklemde y_{ct} , konjonktürel çıktıyı; $-\pi\delta$, sabit terimi; π , enflasyon-çıktı ödünleşme parametresini; δ , toplam talep artışının ortalamasını; Δx_t , logaritmik nominal değişim değişkenini yani toplam talep şoklarını; λ ise uyarlama parametresini temsil etmektedir. Modelin

yapısal parametreleri olan π , δ ve λ 'nın beklenen değerleri sırasıyla $\pi > 0$, $\delta < 0$, $\pi\delta < 0$ ve $0 < \lambda < 1$ olmalıdır. Nominal değişimleri ifade eden Δx_t değişkeni δ ortalama ve σ_x^2 varyanslı ardışık bağımsız normal bir dağılıma sahiptir.

Denklem (52)'de yer alan beklenmeyen toplam talep değişmelerinin (Δx_t) çıktı üzerinde yaratacağı reel etki, π 'nin yani ödünleşme parametresinin büyüklüğüne bağlıdır. Ödünleşme parametresi piyasaya özgü talep şokları ve toplam talep şokları cinsinden ifade edildiğinde (53) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$\pi = \frac{\sigma_w^2 \gamma}{(1-\pi)^2 \sigma_x^2 + \sigma_w^2 (1+\gamma)} \quad (53)$$

Yukarıdaki eşitlikte γ , beklenmeyen fiyat değişmelerine karşı arz tepkisini veren parametreyi ya da nispi fiyat parametresini; σ_w^2 piyasaya özgü talep şoklarının varyansını ve σ_x^2 ise toplam talep varyansını göstermektedir. Burada σ_w^2 ve γ sabitken, $\sigma_x^2 = 0$ için $\pi = \gamma/(1+\gamma)$ değerini alırken, σ_x^2 sonsuza gittiğinde sıfıra yakınsamaktadır. Bir başka deyişle toplam talep şoklarının (Δx_t), reel çıktı üzerindeki etkisini gösteren ödünleşme parametresi π ile toplam talep şokları varyansı (σ_x^2) arasında ters yönlü bir ilişki mevcuttur²². Bu eşitlik toplam talep şoklarının varyansı arttıkça (azaldıkça) enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerinin azalacağını (artacağını) öngören Lucas Değişkenlik Hipotezi'nin temelini oluşturur.

Tahmin edilen ödünleşme parametresi değerinin, fiyat oynaklığı yüksek olan ekonomilerde küçük, fiyat oynaklığı istikrarlı olan ekonomilerde ise büyük bekleniyor olması, bir önceki bölümde ayrıntılı bir şekilde açıklandığı üzere üreticilerin kendi piyasalarındaki fiyat değişimleri ile fiyatlar genel seviyesindeki değişimler arasında net bir ayırım yapamamalarının doğal bir sonucu olarak ortaya çıkmaktadır.

3.2.2. Froyen ve Waud Modeli

Froyen ve Waud 1980 yılı çalışmalarında, Lucas (1973) tarafından modellenen ve ampirik olarak test edilen değişkenlik hipotezini destekleyen nitelikte yeterli kanıtı ulaşamamaları üzerine modelin temel varsayımlarının özellikle bilgi yapısı kapsamında yeniden gözden geçirilmesi gerektiğini ileri sürmüşlerdir. Çalışmada enflasyon ve nominal gelir varyans hareketlerinin incelenen alt dönemler itibarıyla farklılık gösterdiği bulgusuna ulaşan Froyen ve Waud, ilgili dönemde oluşan bu rejim değişikliğinin talep yanlı şoklardan ziyade görece arz şoklarıyla daha iyi açıklanabileceğini savunmuşlardır. Bu bağlamda 1984 yılında gerçekleştirdikleri yeni bir analizle

²² Enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ile toplam talep değişmelerinin varyansı arasındaki ilişkiyi elde etmek için π 'nin σ_x^2 'e göre kısmi türevi alındığında elde edilen eşitlik şu şekildedir: $\frac{\partial \pi}{\partial \sigma_x^2} = \frac{-\gamma \sigma_w^2}{(\sigma_x^2 + \sigma_w^2 (1+\gamma))^2} < 0$

Lucas tipi modele toplam arz şoklarını dahil eden yazarlar, bu savlarını hem teorik hem de ampirik altyapıya sahip genişletilmiş bir model olarak literatüre kazandırmışlardır.

Froyen ve Waud (1984), analizlerine Lucas (1973: 327)'ta da olduğu gibi, ekonominin birbirinden ayrı olan çok sayıda rekabetçi piyasadan oluştuğu varsayımı ile başlamıştır. Her bir piyasa için oluşturulan çıktı arz denklemlerinin türetilmesinde, piyasa (v ile temsil edilmektedir) düzeyindeki bireysel emek arz fonksiyonlarının yanı sıra ürün ve faktör fiyatlarına fonksiyon olan enerji ve emek talep denklemlerinden yararlanılmıştır. Arz şoklarının ise üretim sürecinde kullanılan enerji girdilerinin fiyatındaki bir değişmeden kaynaklandığı varsayılmıştır. Tüm bu varsayımlar altında piyasaya özgü arz $y_t(v)$, piyasaya özgü ürünün fiyatı ($p_t(v)$), fiyatlar genel düzeyi beklentisi (p_t^*), enerji fiyatı ($q_t(v)$) ve sermaye birikiminin ($K_t(v)$) bir fonksiyonu olarak (54) numaralı denklemdeki gibi şekillenmiştir.

$$y_t(v) = g_0 + g_1 p_t(v) + g_2 p_t^* + g_3 q_t(v) + g_4 K_t(v) \quad (54)$$

Modelin toplam talep tarafına bakıldığında ise Cukierman ve Wachtel (1979) tarafından piyasaya özgü talep şokları dahil edilerek düzenlenmiş olan piyasa talep fonksiyonunun dikkate alındığı görülmektedir.

$$p_t(v) = x_t + w_t(v) - y_t(v) \quad (55)$$

Tüm değişkenlerin logaritmik formda kullanıldığı (55) numaralı denklemde $w_t(v)$; piyasaya özgü talep şoklarını, $y_t(v)$; piyasaya özgü reel çıktıyı, x_t ise ekonomi geneli toplam talebi ifade etmektedir. Ayrıca Lucas (1973) ile Cukierman ve Wachtel (1979)'in çalışmalarında da olduğu gibi toplam talep eğrisinin birim elastik olduğu varsayımı Froyen ve Waud (1984) modelinde de geçerliliğini korumaktadır.

Ekonomiye özgü toplam fiyat beklentileri modelde belirlenen gerçekleşen fiyatlar genel düzeyinin oluşum şekliyle tamamen tutarlı olarak formüle edilmiştir. Bir piyasadaki beklentiyi şekillendiren bilgi; piyasaya özgü ürünün fiyatı (p_t), sıfır ortalama ve σ_w^2 varyansa sahip; piyasaya özgü talep şoku (w_t), δ ortalama ve σ_x^2 varyansı ile piyasaya özgü talep şoku gibi normal dağıldığı varsayılan toplam talep şoku (Δx_t) ile toplam talebin gecikmeli değerinden oluşmaktadır. Modelde yer alan piyasaya özgü enerji fiyatı ($\mu_t(v)$) ve toplam enerji fiyatı (μ_t) için aşağıdaki varsayımlar geçerlidir.

$$\mu_t(v) = \mu_t + v_t \quad (56)$$

$$\mu_t = p_t + \varphi(t) + \epsilon_t \quad (57)$$

(57) ve (57) numaralı denklemlerde v_t , sıfır ortalama ve σ_v^2 varyansa (bütün v 'ler için) sahip piyasaya özgü enerji fiyatı şoklarını; p_t , toplam çıktı fiyatını; $\varphi(t)$, görel enerji fiyatındaki zaman trendini ve ϵ_t ise sıfır ortalamalı ve σ_ϵ^2 varyanslı toplam enerji fiyatı şoklarını temsil etmektedir. Ayrıca v_t ve ϵ_t bağımsız dağılımlı olup; ardışık bağımlılık içermemektedir.

Fiyatlar genel seviyesi beklentisini optimal şekilde oluşturmak için modelde fiyatlar genel düzeyi ile piyasaya özgü ürünün cari fiyatı birlikte ele alınmıştır. Fiyatlar genel seviyesinin optimal beklentisi aşağıdaki gibidir.

$$p_t^* = (1-\theta)p_t(v) + \theta \bar{P}_t \quad (58)$$

(58) numaralı denklemde yer alan θ , ekonomi geneline özgü (σ_x^2) ve piyasaya özgü talep şok varyanslarının (σ_w^2) yanı sıra piyasaya (σ_v^2) ve ekonomi geneline özgü arz şokları varyanslarının (σ_ϵ^2) bir fonksiyonu olarak ifade edildiğinde (59) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$\theta = \frac{\frac{\sigma_w^2 + g_3^2 \sigma_v^2}{(1-g_2\theta-g_3)^2}}{\frac{\sigma_x^2 + g_3^2 \sigma_\epsilon^2}{(1-g_2\theta)^2} + \frac{\sigma_w^2 + g_3^2 \sigma_v^2}{(1-g_2\theta-g_3)^2}} \quad (59)$$

Tüm bu varsayımlar altında elde edilen arz şoklarıyla genişletilmiş toplam çıktı denklemi ise şu şekilde sonuçlanmıştır.

$$y_t = g_0 - \frac{g_2\theta}{1-g_2\theta} (\Delta x_t - \delta) + \frac{g_3}{1-g_2\theta} \mu_t + g_3 \varphi(t) + g_4 K_t \quad (60)$$

(60) numaralı denklemde $g_4 > 0, g_2$ ve $g_3 < 0$ 'dır. y_t , toplam reel çıktıyı; Δx_t , nominal değişim değişkenini veya talep şokunu; $\delta, \Delta x_t$ 'nin ortalamasını; μ_t , toplam arz şokunu (enerji fiyatı); φ_t , zaman fonksiyonunu; K_t ise toplam sermaye stokunu göstermektedir. Denklem (60)'da yer alan katsayılar, piyasa arz denklemi parametreleri olan g 'lerin ve modelin bilgi yapısını karakterize eden θ parametresinin bir fonksiyonudur.

Eşitlik (59)'da görüldüğü üzere θ , piyasaya özgü talep ve arz şoku varyanslarının (σ_w^2 ve σ_v^2) artan, toplam talep ve toplam arz şok varyanslarının (σ_x^2 ve σ_ϵ^2) ise azalan bir fonksiyonudur. Dolayısıyla reel çıktının toplam talep ve toplam arzda meydana gelen bir şoka verecek olduğu tepkiyi gösteren denklem katsayılarının θ 'yu içeriyor olması, bu tepkinin hem piyasaya özgü varyanslara (σ_w^2 ve σ_v^2) hem de toplam varyanslara (σ_x^2 ve σ_ϵ^2) bağlı olarak değişebileceğini ortaya koymaktadır.

3.2.2.1. Lucas Etkisi

Froyen ve Waud (1984) modelinde toplam talep deęişkenliğinin reel çıktı üzerine olan etkisi $(\Delta x_t - \delta)$ 'nin katsayısı tarafından belirlenmektedir. Bu etki ayrıca Lucas etkisi olarak da tanımlanabilir. Reel çıktının toplam talep şoklarına verecek olduęu tepki ise toplam talep şok deęişkenliğinin (σ_x^2) azalan, piyasaya özgü talep şok deęişkenliğinin (σ_w^2) ise artan bir fonksiyonudur. Elde edilen bu sonuç Lucas-tipi modeldeki sonuçlarla paralellik göstermektedir.

Model arz şoklarını içerecek şekilde genişletildiğinde ise reel çıktının toplam talep şoklarına vereceęi tepkinin toplam arz şoku deęişkenliğinin (σ_ϵ^2) azalan, piyasaya özgü arz şoku deęişkenliğinin (σ_v^2) ise artan bir fonksiyonu olduęu sonucu ortaya çıkmaktadır (60 numaralı denklem). Bundan ötürü Lucas-tipi modelden farklı olmak üzere Froyen ve Waud modelinde, reel çıktının toplam talep şoklarına verecek olduęu tepki hem talep yanlı şok deęişkenliklerinin hem de arz yönlü şok deęişkenliklerinin bir fonksiyonu olarak ele alınmaktadır. Dolayısıyla toplam talep ve/veya toplam arz şokları deęişkenliğinde bir artışın meydana gelmesi, $(\Delta x_t - \delta)$ katsayısında bir küçülmeye, enflasyon-çıkıtı ödünleşmesinde ise bir bozulmaya neden olur. Bir başka deyişle veri düzeyinde meydana gelen bir toplam talep şoku Δx_t , daha düşük bir reel çıktı seviyesine denk gelirken, daha yüksek bir fiyat artışıyla sonuçlanır.

3.2.2.2. Arz Yanlı Şokların Etkisi

Lucas etkisinde de bahsedildięi üzere arz şoklarının deęişkenliği, enflasyon-çıkıtı ödünleşmesini θ parametresi aracılığıyla etkilemektedir. Tüm bunların yanı sıra arz şokları, reel çıktı ve fiyat düzeyi üzerinde direkt bir etkiye de sahiptir. Bu etkinin varlığı ise μ_t 'nin modeldeki mevcudiyetinden kaynaklanmaktadır. Şöyle ki, enerji fiyatında meydana gelen pozitif bir şok (μ_t), veri nominal gelir düzeyinde, reel çıktı üzerinde bir azalışa ((60) numaralı denklemde yer alan $g_3/(1 - g_2\theta)$ katsayısı negatif olacaęından) fiyat seviyesinde ise bir artışa neden olacaktır.

Reel çıktının μ_t 'ye yani toplam arz şokuna verdięi tepkinin büyüklüęü ise θ parametresini etkileyen talep ve arz şokları deęişkenlikleri tarafından belirlenmektedir. Toplam talep veya toplam arz şok deęişkenliğinde meydana gelen bir artış (azalış), θ parametresi deęerini azaltarak (arttırarak), arz tepki katsayısı olan $g_3/(1 - g_2\theta)$ 'ün deęerinde mutlak bir artışa (azalışa) neden olacaktır. Piyasaya özgü talep veya arz şokları deęişkenliklerinde meydana gelen bir artış (azalış) ise θ parametresinin deęerinde tam tersi bir etki yaratarak, arz tepki katsayısı deęerinin azalışıyla (artışıyla) sonuçlanacaktır. Dolayısıyla ekonomide meydana gelen arz şoklarına karşı reel çıktı tepkisi büyüklüęünün, toplam talep ve toplam arz şokları deęişkenliğinin artan, piyasaya özgü talep ve arz şoklarının ise azalan bir fonksiyonu olduęunu söylemek hiç de yanlış olmayacaktır.

Çıktı, talep ve arz şoku değişkenlikleri arasındaki ilişkilerin ekonomik yorumu, toplam fiyat ve çıktı eksenlerinden oluşan bir grafik yardımıyla toplam talep ve toplam arz eğrileri cinsinden yapılmak istendiğinde; talep ya da arz yönlü olup olmadığına bakılmaksızın toplam şokların değişkenliğinin dikkate alınması gerekir. Bir başka deyişle toplam şok değişkenliği tarafından belirlenen toplam arz eğrisinin eğimi toplam şokların değişkenliğinde meydana gelen bir artış ile daha dik bir konuma sahip olacaktır. Dolayısıyla toplam talep eğrisinin toplam arz eğrisi boyunca yatay bir şekilde yer değiştirmesi ile temsil edilen veri bir toplam talep şokunun etkisi, toplam çıktıda az bir değişime neden olurken, toplam arz eğrisinin toplam talep eğrisi boyunca yatay bir şekilde yer değiştirmesi ile temsil edilen veri bir toplam arz şokunun etkisi ise toplam çıktıda daha fazla bir değişimle sonuçlanacaktır.

3.2.2.3. Friedman Etkisi ve Enflasyon Değişkenliği

Friedman (1977)'a göre, politik ve kurumsal düzenlemeler sonucu ortaya çıkan katılıkların neden olduğu yüksek düzeydeki enflasyon değişkenliği, fiyat sisteminin ekonomik etkinliği yönlendirme becerisinde bir bozulmaya ve muhtemel olarak daha yüksek kaydedilmesi beklenen bir işsizlik oranına sebep olacaktır. Friedman, enflasyon değişkenliği ile işsizlik arasında ortaya çıkan bu pozitif ilişkiyi, enflasyon oranının seviyesi ile işsizlik oranının seviyesi arasındaki pozitif birlikteliği içeren verilerin yansıtılabileceğini varsaymıştır. Bu varsayımın altında yatan temel gerekçe ise yüksek enflasyon oranları ile yüksek enflasyon değişkenliğinin birlikte hareket etme eğiliminde olmalarıdır. İşsizlik oranında meydana gelen bir artışın reel çıktıdaki bir azalışı işaret ettiği düşüncesinden hareket eden Froyen ve Waud (1984), enflasyon oranı ile reel çıktı büyüme oranı arasındaki negatif korelasyon gözleminin mantığa uygun olduğunu belirtmişlerdir. Dolayısıyla işsizlik (çıktı) ile enflasyon değişkenliği arasında pozitif bir ilişki olabileceğini savunan Friedman'a ait tüm görüşlerin de mümkün olabileceği Froyen ve Waud (1984) tarafından kabul görmüştür. Fakat bu gibi bir ilişkinin, teorisinin gerekli bir çıkarımı olup olmadığı tartışmasının Friedman tarafından yapılmadığı, dahası Friedman'ın görüşünün ampirik bir gözlemden öteye geçmediği de ayrıca çalışmada vurgulanmıştır.

Froyen and Waud (1984), enflasyon değişkenliğinin çıktının doğal oranı üzerindeki etkisi olarak tanımlanan Friedman etkisini, kendi oluşturdukları modele dahil ederken Lucas (1973) ile Cukierman ve Wachtel (1979)'e benzer bir yöntem izlemişlerdir. (60) numaralı toplam arz denkleminde yer alan çıktıyı (y_t), doğal oranı ($y_{n,t}$) etkileyen ve doğal oran etrafında konjonktürel dalgalanmalara neden olan ($y_{c,t}$) kısım olmak üzere ikiye ayıran yazarlar aşağıdaki eşitliklere ulaşmışlardır.

$$y_t = y_{n,t} + y_{c,t} \quad (61)$$

$$y_{n,t} = g_0 + g_3 \varphi(t) + g_4 K_t \quad (62)$$

$$y_{c,t} = \frac{-g_2\theta}{1-g_2\theta} (\Delta x_t - \delta) + \frac{g_3}{1-g_2\theta} \mu_t \quad (63)$$

Burada Froyen ve Waud, sermaye stoku logaritmasının yanı sıra görel enerji fiyatlarının da doğrusal bir trend izlediği varsayımını yapmaları halinde, Lucas, Cukierman ve Wachtel'in doğal oran spesifikasyonlarının²³ yukarıdaki gibi sonuçlanacağını göstermişlerdir. Diğer yandan Friedman analizinin temelinde, çıktının doğal oranının enflasyon değişkenliğine bağlı olduğu varsayımı yatmaktadır. Bahsi geçen bu varsayımın yani Friedman etkisinin yakalanabilmesi adına toplam talep ve arz değişkenliğinden kaynaklanan enflasyon değişkenliğini modele dahil eden Froyen ve Waud aşağıdaki doğal oran spesifikasyonunu elde etmişlerdir.

$$y_{n,t} = \alpha + \beta t + \alpha_1 \sigma_{x,t}^2 + \alpha_2 \sigma_{\mu,t}^2 \quad \alpha_1 < 0 \quad \alpha_2 < 0 \quad (64)$$

(64) numaralı denklemde α , doğal oran sabitini, β , trend değişkeni katsayısını, $\sigma_{x,t}^2$ ve $\sigma_{\mu,t}^2$ ise sırasıyla toplam talep ve toplam arz şoklarının zamana bağlı varyanslarını temsil etmektedir. Toplam talep veya toplam arz şokları değişkenliğinde meydana gelen bir artış enflasyon değişkenliğinde bir artışa neden olarak, Friedman'ın bakış açısına göre çıktının doğal oranında meydana gelen bir azalış ile sonuçlanacaktır. Bir başka deyişle çıktının doğal oranında azalmaya neden olan bir enflasyon değişkenliği artışı, diğer her şey sabitken, reel çıktı ve fiyat seviye değişimleri arasında negatif bir korelasyonun gözlenmesine sebep olur.

3.2.2.4. Modelin Ampirik Spesifikasyonu

Bu bölümde, (60) ve (64) numaralı denklemde yer alan bağımsız değişkenlerin ampirik spesifikasyonları detaylandırılmıştır.

3.2.2.5. Toplam Talep ve Arz Değişkenliklerinin Ölçümü

Modelde toplam talep şokları veya toplam talep değişkenliği nominal gelirin logaritmik değişiminin varyansı (σ_x^2) ile ölçülmüştür. Trendden arındırılmış görel enerji fiyatının²⁴ varyansı (σ_μ^2) ise toplam arz şokları varyansını temsil etmektedir. Buradaki temel zorluk nominal gelir büyümesi ve enerji fiyat dağılımlarından elde edilen sonucun zamanın her bir noktası için

²³ Lucas (1973) ile Cukierman ve Wachtel (1979)'in doğal oran spesifikasyonları $y_{n,t} = \alpha + \beta t$ şeklindedir.

²⁴ Görel enerji fiyatları, yakacak, benzeri ürünler ve elektrik fiyatları endeksinin (ÜFE) GSYİH deflatörüne bölünmesiyle elde edilmiştir.

sadece tek bir değer olarak gözleniyor olmasıdır. Ayrıca bu sonuç zamanın her bir noktasındaki σ_x^2 ve σ_μ^2 tahminlerinin şekillendirilmesi için tek başına yeterli değildir. Bu zorluğun üstesinden gelebilmek adına zamana bağlı varyanslar yerine zamana göre değişen varyansları kullanan Froyen ve Waud, zamana göre değişen σ_x^2 için nominal gelirdeki cari değişmelerin hareketli varyansını $\hat{\sigma}_{x,t}^2$ ve aynı şekilde zamana göre değişen σ_μ^2 'i temsil etmek üzere ise $\hat{\sigma}_{\mu,t}^2$ 'yi oluşturarak modele dahil etmişlerdir. Hareketli varyansların tahmininde kullanılan rasgele seçilmiş olan gecikme sayısı ele alınan dönem hariç olmak üzere 8 gecikmeyi içermektedir.

3.2.2.6. Toplam Talep Büyümesinin Trendden Arındırılması

Froyen ve Waud, incelenen dönem itibariyle nominal gelirin logaritmik değerindeki değişmelerin sabit bir ortalamadan (δ) ziyade yükselen ve istatistiksel olarak anlamlı olan bir trende sahip olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu gibi bir büyüme, rasyonel ekonomik birimler tarafından tahmin edileceğinden nominal gelir değişimindeki trend büyümesinin çıktı üzerinde herhangi bir etki yaratması söz konusu değildir. Elde edilen bu bulgular ışığında nominal gelirin logaritmik değerindeki değişmeler trend üzerine koşulsuz ve denklemden elde edilen hata terimleri beklenmeyen toplam talep şokları değişkeni $\Delta\tilde{x}$ olarak $(\Delta x_t - \delta)$ değişkeni yerine modele dahil edilmiştir.

3.2.2.7. Arz Şoklarında Otokorelasyon

Aynı modelde arz şoku (μ_t) ölçümleri, biri enerji fiyatları diğeri ise ithalat fiyatları olmak üzere birbirine alternatif iki değişken aracılığıyla gerçekleştirilmiştir. Göreli $(q_t - p_t)$ olarak ölçülen arz şokları, zaman üzerine koşulan enerji ve ithalat regresyon denklemlerinin hata terimleri olarak ele alınmıştır. Her iki denklemden elde edilen hata terimleri için yapılan analizlerin, arz şoklarında birinci dereceden otokorelasyon probleminin olduğunu ortaya koyması üzerine, toplam arz şokları aşağıdaki gibi modellenmiştir.

$$\mu_t = \xi \mu_{t-1} + \varepsilon_t \quad 1 > \xi > 0 \quad (65)$$

(65) numaralı modifikasyonun dikkate alınmasıyla birlikte, konjonktürel çıktı aşağıdaki gibi şekillenmiştir.

$$y_{c,t} = \frac{g_2\theta}{1-g_2\theta} \tilde{\Delta}X_t + g_3 \xi \mu_{t-1} + \frac{g_3}{1-g_2\theta} \varepsilon_t \quad (66)$$

Talep şoklarının aksine, arz şoklarının hem beklenen hem de beklenmeyen bileşenlerinin reel çıktı üzerinde bir etkiye sahip olduğu denklem (66)'dan açıkça görülmektedir. (66) numaralı

denklemden yer alan μ_{t-1} ve ε_t terimleri, μ_t 'deki ardışık bağımlılığı dikkate almak için, (65) numaralı eşitlikten yararlanılarak yeniden ifade edildiğinde (67) numaralı denklemden değişken ve katsayılarla ulaşılır.

$$\frac{g_3}{1-g_2\theta} \mu_t - \frac{g_3 g_2 \theta \xi}{1-g_2\theta} \mu_{t-1} \quad (67)$$

Burada $g_1, g_4, \xi, \theta > 0$ ve $g_2, g_3 < 0$ veriyken μ_t ve μ_{t-1} için elde edilen katsayı tahminlerinin negatif işaretli olması beklenir.

3.2.2.8. Uyarılama Gecikmesi

Modellerinde, Lucas (1973)'ta olduğu gibi çıktı dalgalanmalarının devamlılık gösterdiğini varsayan Froyen ve Waud, bu devamlılıkları temsilen çıktı denkleminin sağ tarafına bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmesini dahil etmişlerdir. Bu gibi devamlılıkların rasyonalitesi (teorik altyapısı) ise Lucas (1975) ve Sargent (1977) tarafından geliştirilmiştir.

3.2.2.9. Tahmin Spesifikasyonu

(60) numaralı toplam çıktı denkleminin, trendden arındırılmış toplam talep şoku ve bağımlı değişkenin bir dönemlik gecikmeli değeri dikkate alınarak, doğal oran hipotezine uyarlanması durumunda aşağıda yer alan trendden arındırılmış reel çıktı \tilde{y}_t denkleminde ulaşılır.

$$\tilde{y}_t = \alpha_1 \hat{\sigma}_{x,t}^2 + \alpha_2 \hat{\sigma}_{\mu,t}^2 - \frac{g_2\theta}{1-g_2\theta} \Delta X_t + \frac{g_3}{1-g_2\theta} \mu_t + \lambda \tilde{y}_{t-1} \quad (68)$$

(68) numaralı denklemden modelin bağımlı değişkeni trendden arındırılmış reel çıktı değişkeni Lucas (1973) veya Cukierman ve Wachtel (1979) tipi modellerden farklı olarak yorumlanır. Bu çalışmalarda çıktının trendden sapsması, çıktının konjonktürel kısmını gösterirken; (68) numaralı denklemlerle ifade edilen çıktının trendden sapsması ise toplam talep ve arz şokları gibi konjonktürel faktörlerin yanı sıra talep ve arz değişkenliğinin çıktının doğal oranı üzerindeki etkisiyle de açıklanabilir.

(68) numaralı modelden de görüleceği üzere Lucas etkisi ve arz yanlı etkiler, θ parametresinin içinde yer aldığı $\Delta \tilde{x}_t$ ve μ_t 'nin katsayıları aracılığıyla yakalanabilmektedir. Lucas etkisini gösteren $\Delta \tilde{x}_t$ katsayısı toplam talep (σ_x^2) ve/veya arz şoku (σ_μ^2) değişkenliğinin azalan bir fonksiyonu iken; arz yanlı etkilerin yakalanabileceği μ_t 'nin katsayısının artan bir fonksiyonudur. Ayrıca enflasyon oranı değişkenliğinin, σ_x^2 ve σ_μ^2 'nin artan bir fonksiyonu olmasının doğal bir

sonucu olarak, $\Delta\tilde{x}_t$ katsayısının enflasyon oranı varyansının azalan, μ_t 'nin katsayısının ise artan bir fonksiyonu olması beklenir.

3.2.2.10. Enflasyon Değişkenliği

Froyen ve Waud, toplam talep ve toplam arz varyanslarının zamanın her bir noktası için tek bir değer olmasından ziyade zamana göre değişen, hareketli varyansların kullanılması gerektiğini vurgulamışlardır. Bu gereklilik ayrıca enflasyon oranı varyansının ve buna bağlı olarak $\Delta\tilde{x}_t$ ve μ_t 'nin katsayılarının da hareketli varyanslar cinsinden ifade edilmesi sonucunu beraberinde getirmiştir. Ayrıca ilgili katsayıların enflasyon oranının hareketli varyansları ($\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$) cinsinden ölçülerek modele dahil edilmesi Lucas etkisi ile arz yanlı etkilerin enflasyon oranı değişkenliğini dikkate alan bir forma kavuşmalarını sağlamıştır. Denklem (68)'de yer alan $\Delta\tilde{x}_t$ ve μ_t 'nin katsayıları, enflasyon oranı değişkenliğinin zamana göre değişen ölçümlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak yeniden ifade edildiğinde sırasıyla aşağıda yer alan $\beta_{\Delta x,t}$ ve $\beta_{\Delta\mu,t}$ katsayılarına ulaşılır.

$$\beta_{\Delta x,t} = \alpha_{10} + \alpha_{11}\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2 \quad (69)$$

$$\beta_{\mu,t} = \alpha_{20} + \alpha_{21}\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$$

Burada $\alpha_{11} < 0 < \alpha_{21}$ 'dir. Denklem (17), $\beta_{\Delta x,t}$ ve $\beta_{\Delta\mu,t}$ cinsinden ifade edildiğinde,

$$\tilde{y}_t = \alpha_1 \hat{\sigma}_{x,t}^2 + \alpha_2 \hat{\sigma}_{\mu,t}^2 - \alpha_{10}\Delta\tilde{x}_t - \alpha_{11}\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2\Delta\tilde{x}_t + \alpha_{20}\mu_t + \alpha_{21}\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2\mu_t + \lambda\tilde{y}_{t-1} \quad (70)$$

(70) numaralı denklemde yer alan $\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2\Delta\tilde{x}_t$ ve $\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2\mu_t$ etkileşim değişkenleri $\Delta\tilde{x}_t$ ve μ_t 'nin katsayıları olan $\beta_{\Delta x,t}$ ile $\beta_{\Delta\mu,t}$ 'nin, enflasyon değişkenliğindeki değişme ile birlikte ne kadar değiştiğini yansıtmaktadır. Bir başka deyişle α_{11} ve α_{21} katsayılarının istatistiksel anlamlılığının sınanması, $\beta_{\Delta x,t}$ ve $\beta_{\Delta\mu,t}$ katsayılarının yani sırasıyla Lucas etkisi ve arz yönlü etkilerin sistematik olarak değişip değişmediğini ortaya koyacaktır. $\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2\Delta\tilde{x}_t$ değişkeni katsayısı α_{11} ve $\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2\mu_t$ değişkeni katsayısı α_{21} için istatistiksel olarak anlamlı olan katsayı tahminleri enflasyon oranı değişkenliğinden kaynaklanan talep ve arz şoklarına çıktının verdiği tepkinin bir kanıtı olarak düşünülebilir.

3.3. Ekonometrik Süreç ve Yöntem

3.3.1. Ekonometrik Süreç

Bir önceki bölümde ele alınan iki farklı yaklaşımın Türkiye örneği için geçerliliğinin araştırılmasında izlenen ekonometrik süreç aşağıdaki aşamaları içermektedir:

İlk olarak, çalışmada mevsimsel etki içeren serilerin tamamı Census X-12 yöntemi altında mevsimsellikten arındırılmış sonrasında ise logaritmik dönüşüme tabi tutulmuşlardır. Logaritmik transformasyonu gerçekleştirilen toplam talep ve toplam arz serileri için *şok değişkenleri* serilerin birinci devresel farkları alınarak ($\Delta X_t^{TAR}, \Delta X_t^{SAN}, \Delta X_t^{HIZ}, \mu_t^{ENERJ1}, \mu_t^{DKUR}$) hesaplanmıştır. Yine aynı şekilde logaritmik TÜFE serisinin birinci farkı alınarak enflasyon serisi (ΔP_t) oluşturulmuş ve dört ile sekiz dönemlik hareketli varyansları hesaplanarak enflasyon değişkenliği ($\hat{\sigma}_{\Delta p,t}^2$) serileri elde edilmiştir.

İkinci olarak, tarım, sanayi ve hizmetler sektörünün her biri için konjonktürel çıktı değişkenini elde etmek adına beş farklı trend modeli oluşturulmuş ve bu modeller performans istatistikleri açısından karşılaştırılarak sektörel reel çıktılar için optimal trend spesifikasyonları tespit edilmiştir. Her bir sektör için belirlenen modelin EKK yöntemi altında tahmininden elde edilen hata terimleri ise konjonktürel çıktı ($y_{c,t}^{TAR}, y_{c,t}^{SAN}, y_{c,t}^{HIZ}$) serileri olarak tanımlanmış ve veri setinin oluşturulma süreci tamamlanmıştır.

Üçüncü olarak, değişkenlerinin birim kök analizleri yapılarak, ilgili değişkenin durağanlık seviyesi tespit edilmiştir. Birim kök analizleri için; Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF)²⁵, Phillips-Perron (PP)²⁶ ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS)²⁷ testleri kullanılmıştır.

²⁵ ADF birim kök testinde, bağımsızlık ve homojenlik varsayımı söz konusudur. ADF birim kök testinde, sabitli, sabitli ve trendli, sabitsiz ve trendsiz olmak üzere üç denklem çözülmektedir. ADF denklemlerinde olası otokorelasyonun önlenmesi amacıyla bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri denklemin sağ tarafına açıklayıcı değişken olarak ilave edilmektedir. Serinin durağan olup olmadığına karar vermek için, her bir denklemde serinin bir dönem gecikmesini veren katsayının t istatistiği, MacKinnon tablo kritik değeriyle karşılaştırılır. Eğer t istatistiğinin mutlak değeri MacKinnon tablo kritik değerinin mutlak değerinden büyükse serinin seviyesinde durağan olduğuna karar verilir. Seri seviyesinde durağan değilse, seri durağanlaşmaya kadar serinin farkı alınır. Ayrıntılı bilgi için bakınız: Dickey ve Fuller (1979).

²⁶ Phillips-Perron (1988) yaklaşımında ise Dickey-Fuller testinin bağımsızlık ve homojenlik varsayımları terk edilerek hata terimlerinin zayıf bağımlılık ve heterojenlik varsayımlarına sahip olduğu ileri sürülmüştür. PP testinde bağımlı değişken gecikmeleri söz konusu değildir. Çünkü PP testinde Newey-West bağımlı değişken gecikmelerini tespit eden bir kriter değil, bir uyarılma tahmincisidir. PP testi için kullanılan (a) ve (b) denklemleri aşağıdaki gibidir.

$$\Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \mu_t \quad (a) \quad \text{ve} \quad \Delta y_t = \beta + \delta y_{t-1} + \gamma trend + \mu_t \quad (b)$$

(a) ve (b) denklemlerinde y_t ; durağanlığı incelenen değişkeni, β , δ ve γ katsayıları, μ ise hata terimini ifade etmektedir. δ katsayısının t istatistiği MacKinnon tablo kritik değeriyle karşılaştırılarak serinin durağan olup olmadığına karar verilir. Ayrıntılı bilgi için bakınız: Phillips-Perron, 1988.

²⁷ KPSS testinde sıfır hipotezi, ADF ve PP birim kök testlerinin aksine serinin durağanlığını test etmektedir. Ayrıntılı bilgi için bakınız: Kwiatkowski ve diğerleri, 1992.

Dördüncü olarak, Lucas Değişkenlik Hipotezi'nin Türkiye örneği için tek bir yaklaşım yerine farklı yaklaşımlar altında test edilmesine imkan sağlamak adına 3.2. numaralı başlıkta yer alan iki farklı model oluşturulmuştur. Bu modellerden ilki orijinal Lucas modeli diğeri ise Froyen ve Waud modelidir. Orijinal Lucas modeli, toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında negatif bir ilişkinin varlığını öngörür. Bu bağlamda modellerin testi için öncelikle her bir sektör için toplam talep şoklarının değişkenliklerinin elde edilmesi gerekmektedir. Çünkü Lucas (1973;330)'ın çalışmasında²⁸ da olduğu gibi bu çalışmadaki amaçlardan bir tanesi toplam talep şokları varyanslarındaki büyüklüğe göre enflasyon-çıktı ödünleşme parametrelerinin sektörler itibariyle farklılaşıp farklılaşmadığını araştırmaktır. Her bir sektöre ait toplam talep şok değişkenliği ise serilerin varyanslarının hesaplanması şeklinde elde edilmiştir²⁹. Sektörlere ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ise her bir sektör için (47) numaralı konjonktürel çıktı denkleminin EKK yöntemi altındaki tahmininden elde edilmiştir. Daha sonrasında toplam talep şokları varyansları ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasında kıyaslamalar yapılmıştır. Lucas modeli kapsamında beklenti yüksek (düşük) toplam talep şok değişkenliği olan sektörün, düşük (yüksek) enflasyon-çıktı ödünleşme parametre değerine sahip olmasıdır. Bu bağlamda enflasyon-çıktı ödünleşme parametre değerlerinin sektörler arasında farklılaşıp farklılaşmadığı da bir ölçüde ortaya konmuş olacaktır.

Beşinci olarak, değişkenlik hipotezinin geçerliliğinin alt sektörler bazında ele alınması ise önemli bir soruyu da beraberinde getirmektedir: Sektörlere ait konjonktürel çıktı denklemlerinin sağında yer alan bağımsız değişkenler arasında her ne kadar görünürde bir ilişki olmasa bile acaba bu denklemlerin hata terimleri arasında bir ilişki mevcut mudur? Bu sorudan yola çıkarak mevcut çalışmada denklemler arası ilişkinin denklemlerin hata terimleri arasındaki ilişkiden kaynaklanabileceği ihtimalini dikkate alan Zellner'in Görünürde İlişkisiz Regresyon Sistemi (SUR)'den yararlanılmıştır. Böylece sektörler arası bağımlılık dikkate alınarak EKK yöntemi altında tahmin edilen parametrelerden daha etkin parametre tahminlerinin elde edilmesi sağlanmıştır.

Son olarak, dördüncü ve beşinci aşamalarda izlenen ekonometrik sürecin aynısı arz şoklarıyla genişletilmiş olan Froyen ve Waud modeline uygulanarak, arz şoklarının tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri üzerindeki reel etkilerinin araştırılması amaçlanmıştır. Arz şoklarının reel çıktı üzerinde herhangi bir etkiye sahip olup olmadığının belirlenmesinde ise sektörel arz şoklarının mevcut olmaması ve toplam arz şoklarının varyansı ile ödünleşme parametreleri arasında sektörel bir

²⁸ Lucas çalışmasında belirli bir ülkenin çıktı ve fiyat düzeyi hareketlerini açıklamakla ilgilenmediğini vurgulamış ve asıl amacının enflasyon-çıktı ödünleşme parametrelerinin ülkeler itibariyle farklılaşıp farklılaşmadığını görmek olduğunu ifade etmiştir.

²⁹ Varyans formülü için bakınız: 3.1 nolu başlık.

kıyaslama yapmaya imkan tanımamasından dolayı model kısıtları dikkate alınmıştır. Modelin testinde izlenen aşamalar şu şekildedir:

- Çalışmada toplam arz şoklarını göstermek üzere ham petrol ve doğal gaz fiyatları ile temsil edilen enerji fiyat şokları ($\mu_t^{ENERJİ}$) ile ABD dolar kuru ile temsil edilen döviz kuru şoklarından (μ_t^{DKUR}) yararlanılmıştır. Bu bağlamda değişkenlerin birinci devresel farkları alınarak veri seti oluşturulmuştur.
- Arz şoklarının konjonktürel çıktı üzerindeki reel etkisini görmek için öncelikle enerji fiyat şokları modele dahil edilmiş ve model önce EKK yöntemi hemen ardından da SUR yöntemi altında tahmin edilmiştir.
- Bir önceki sürecin aynısı bu defasında döviz kuru şokları dikkate alınarak izlenmiş ve model önce EKK yöntemi altında sonrasında ise SUR yöntemi altında tahminlenmiştir.

3.3.2. Ekonometrik Yöntem

3.3.2.1. Görünürde İlişkisiz Regresyon Sistemi

Veri bir regresyon denklem seti için regresyon katsayılarının etkin bir şekilde tahmin edilmesine imkan tanıyan Görünürde İlişkisiz Regresyon (SUR) modeli ilk defa Zellner (1962) tarafından önerilmiştir. Görünürde ilişkisiz regresyon sistemini oluşturan denklemlerin en belirgin özelliği denklemlerin sağında yer alan bağımsız değişkenler arasında görünürde herhangi bir ilişkinin olmamasıdır. Bu sistemde denklemler arası ilişki denklemlerin hata terimleri arasındaki ilişkidir. Yani denklemler arası hata terimlerinin kovaryansı sıfırdan farklıdır (Yamak ve Köseoğlu, 2017). Şayet denklemlerin hata terimleri arasında bir korelasyonun olmaması durumunda ya da her bir denklemin sağ tarafında yer alan bağımsız değişken setinin aynı olması durumunda ise SUR tahminçileri ile EKK tahminçileri tamamen aynı olma özelliği taşıyacaktır.

Zellner'in önermiş olduğu bu sistem ile elde edilen regresyon katsayıları, EKK yöntemi altında tahmin edilen tek bir regresyon denklemi katsayılarından asimptotik olarak daha etkin olma özelliğine sahiptir. Daha etkin parametre tahminlerinin elde edilmesi ise ancak hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisinin (Ω) regresyon çözümüne dahil edilmesiyle sağlanabilir. Bu bağlamda SUR yönteminde regresyon denklemlerine ait parametre tahminleri, daha etkin parametre tahminini amaçlayan Aitken (1935)'in Genelleştirilmiş En Küçük Kareler (GEKK) yönteminin denklemlerin tümüne eş-anlı olarak uygulanmasıyla elde edilir. Bunun için ortak varyans ya da kovaryansların sıfırdan farklı olma özelliği taşıdıkları hata terimleri varyans-kovaryans matrisine ihtiyaç vardır. Pratikte elde etmesi çok kolay olmayan Aitken tahminçileri oluşturmak içinse şöyle bir yol

izlenmektedir: Sistemi oluşturan regresyon denklemlerinin her birinin sistemden bağımsız ve bireysel olarak sıradan EKK yöntemi altında tahmini gerçekleştirilir ve her bir denklemin hata terimlerine ulaşılır. Sonrasında elde edilen hata terimlerinin varyans ve kovaryansları bu etkin tahmincileri elde etmek için kullanılır.

Her biri n tane gözlemden oluşan, M tane regresyon denkleminin oluşturduğu bu sistem aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} Y^A &= X^A \beta^A + \varepsilon^A \\ Y^B &= X^B \beta^B + \varepsilon^B \\ Y^M &= X^M \beta^M + \varepsilon^M \end{aligned} \quad (71)$$

$$Kov(\varepsilon^A \varepsilon^B) \neq \dots \dots \neq \dots \dots Kov(\varepsilon^A \varepsilon^M) \neq 0$$

Yukarıdaki sistemde i. denklem

$$Y_i = X_i \beta_i + \varepsilon_i \quad (i=1,2,\dots,M) \quad (72)$$

şeklinde ifade edildiğinde;

Y_i = i. denklemin ($n \times 1$) boyutundaki bağımlı değişken vektörünü

X_i = ($n \times k_i$) boyutundaki bağımsız değişkenler matrisini

β_i = $k_i \times 1$ boyutundaki katsayılar vektörünü

μ_i = $n \times 1$ boyutundaki hata terimleri vektörünü göstermektedir.

SUR modelinin temelinde yatan varsayımlar ise şu şekildedir:

- $E(\varepsilon_i) = 0$, hata terimlerinin beklenen değeri sıfırdır.
- $Var(\varepsilon_i) = \sigma_i^2$, $i = 1, 2, \dots, n$, hata terimleri değişen varyanslıdır.
 $Kov(\varepsilon_i, \varepsilon_j) = \sigma_{ij}$ $i=1, 2, \dots, n$, $i \neq j$ hata terimleri arasındaki ortak varyans ya da kovaryanslar sıfırdan farklıdır, yani hata terimleri ardışık bağımlılık sorununa sahiptir.
- σ_{ij} bir skalar ve I , $n \times n$ ($i, j = 1, 2, \dots, n$) boyutlu bir birim matris olmak üzere $E(\varepsilon_i \varepsilon_j') = \sigma_{ij} I'$ dir.
- X_i stokastik değildir dolayısıyla ($X_i' X_i$) matrisi tekil olmayan bir matristir.

M adet denklemden oluşan ve her bir denklemden n kadar gözlem bulunan bu sistem açık bir matris notasyonunda aşağıdaki gibi genelleştirilebilir:

$$Y=X\beta+\mu$$

$$\begin{bmatrix} Y^A \\ Y^B \\ \vdots \\ Y^M \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} X^A & 0 & \dots & 0 \\ 0 & X^B & \dots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \dots & X^M \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \beta^A \\ \beta^B \\ \vdots \\ \beta^M \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon^A \\ \varepsilon^B \\ \vdots \\ \varepsilon^M \end{bmatrix} \quad (73)$$

Burada,

Y = Bağımlı değişkenlere ait gözlem değerlerinin $(Mn \times 1)$ boyutlu vektörünü,

X = Bağımsız değişkenlere ait $(Mn \times K^*)$ boyutlu gözlem değerleri matrisi,

$\beta = K^* \times 1$ boyutlu katsayılar vektörü,

$\varepsilon = (Mn \times 1)$ boyutlu hata terimi vektörüdür.

$$K^* = \sum_{i=1}^M k_i$$

Klasik EKK yöntemi varsayımları ile SUR yönteminin varsayımları arasındaki fark hata terimleri arasındaki ortak varyans ya da kovaryansların sıfırdan farklı olmasından kaynaklanmaktadır. SUR yöntemi için geriye kalan varsayımların tümü ise EKK yöntemi varsayımları ile özdeştir. Görünürde ilişkisiz regresyon sisteminin çözümü matris notasyonu ile aşağıdaki gibi formüle edilirse;

$$\beta^* = (X' \Omega' X)^{-1} X' \Omega^{-1} Y \quad (74)$$

(74) nolu eşitliğe ulaşılır. Bu ifade EKK yöntemine çok benzemekle birlikte içerdiği Ω matrisi sebebiyle EKK yönteminden büyük ölçüde farklılaşmaktadır. Bu matris yukarıda da bahsedildiği üzere sistemi oluşturan denklemlerin hata terimlerinin varyans-kovaryans matrisidir. Kare, simetrik ve tekil olmayan, pozitif tanımlı Ω matrisinin boyutu ise $(nxM) \times (nxM)$ 'dir.

$$\Omega = \begin{bmatrix} \sigma_{\varepsilon^A}^2 I_{n \times n} & \sigma_{\varepsilon^A \varepsilon^B}^2 I_{n \times n} & \dots & \sigma_{\varepsilon^A \varepsilon^M}^2 I_{n \times n} \\ \sigma_{\varepsilon^B \varepsilon^A}^2 I_{n \times n} & \sigma_{\varepsilon^B}^2 I_{n \times n} & \dots & \sigma_{\varepsilon^B \varepsilon^M}^2 I_{n \times n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{\varepsilon^M \varepsilon^A}^2 I_{n \times n} & \sigma_{\varepsilon^M \varepsilon^B}^2 I_{n \times n} & \dots & \sigma_{\varepsilon^M}^2 I_{n \times n} \end{bmatrix}_{(nxM) \times (nxM)} \quad (75)$$

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

4. BULGULAR

Tezin bu bölümünde 2003:Q1-2018:Q4 dönemi itibariyle Türkiye ekonomisinde hem orijinal Lucas modelinin hem de arz şoklarıyla genişletilmiş olan Froyen ve Waud modelinin tarım, sanayi ve hizmetler sektörü için geçerli olup olmadığı araştırılmış ve elde edilen bulgular detaylı olarak sunulmuştur.

Yukarıdaki modeller kapsamında çalışmanın ilgili dönem için cevap aradığı sorular şu şekilde sıralanabilir:

1. Rasyonel Beklentiler Hipotezi'nin ekonominin çıktı ve işsizlik gibi reel değişkenlerinin (bu çalışmada her bir sektörün konjonktürel çıktısı ile temsil edilmiştir) sadece şok politika uygulamalarından etkileneyeceği önermesi Türkiye ekonomisinin tarım, sanayi ve hizmetler sektörü için geçerli midir?
2. Stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından açıklanan Lucas değişkenlik hipotezinin toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında öngördüğü negatif yönlü ilişki Türkiye ekonomisinin ana sektörleri bağlamında karşılaştırmalı olarak yakalanabilmekte midir?
3. Toplam talep şoklarının yanı sıra enerji fiyatları ve döviz kuru şoklarıyla temsil edilen toplam arz şokları ekonominin ana sektörlerinin çıktıları üzerinde reel bir etkiye sahip midir?

4.1. Tanıtıcı İstatistikler

Ampirik analiz sonuçlarına geçmeden önce çalışmada kullanılan veri setine ait tanıtıcı istatistiklere yer verilmiştir. Bu amaç doğrultusunda çalışmanın veri setini oluşturan sektörel reel gayri safi yurt içi hasıla (LRGSYİH), konjonktürel çıktı ($y_{c,t}$), toplam talep (ΔX_t) ve toplam arz şokları (μ_t) ile enflasyon değişkenliği ($\hat{\sigma}_{\Delta P,t}^2$) serilerinin ortalama, standart sapma, maximum ve minimum değerleri Tablo 6'da sunulmuştur.

Tablo 6: Tanıtıcı İstatistikler

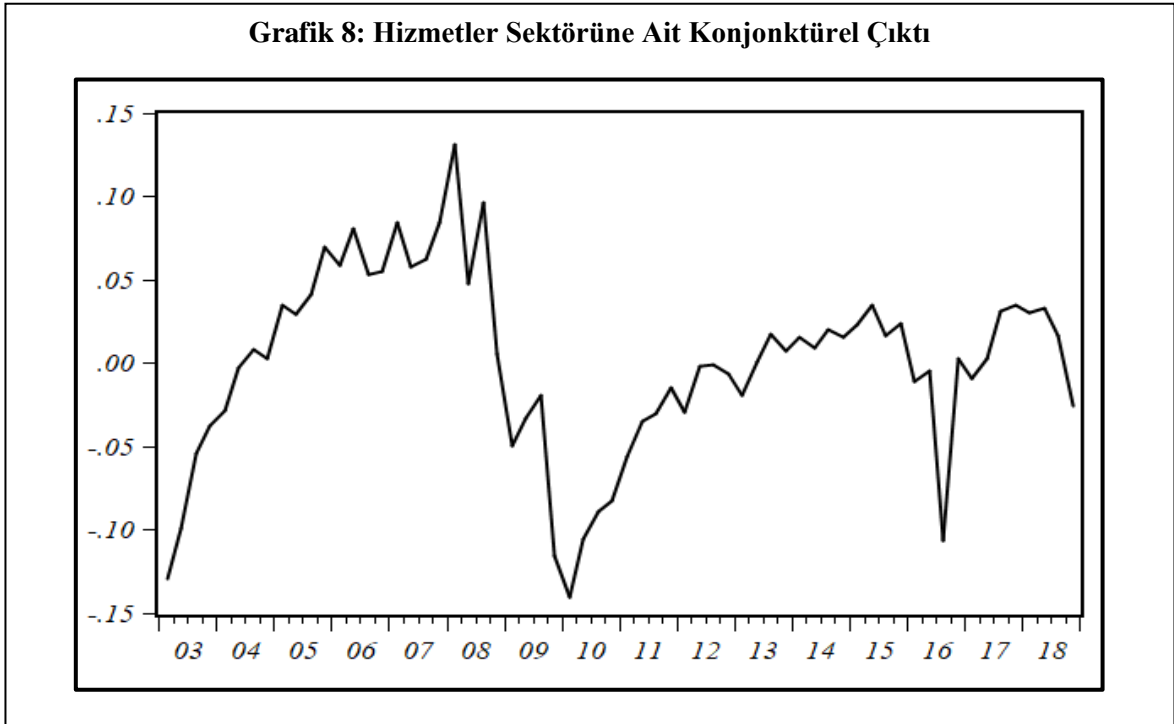
Değişkenler	Ortalama	Standart Sapma	Minimum	Maximum
$LRGSYİH^{TAR}$	16.8978	0.1398	16.6568	17.1343
$LRGSYİH^{SAN}$	17.8553	0.2743	17.3332	18.3020
$LRGSYİH^{HİZ}$	18.0190	0.2392	17.5440	18.4430
$y_{c,t}^{TAR}$	1.82E-15	0.0302	-0.0886	0.0723
$y_{c,t}^{SAN}$	-9.94E-16	0.0355	-0.0834	0.0872
$y_{c,t}^{HİZ}$	-5.23E-16	0.0558	-0.1401	0.1315
ΔX_t^{TAR}	0.0268	0.0609	-0.2032	0.2280
ΔX_t^{SAN}	0.0369	0.0387	-0.0967	0.1440
$\Delta X_t^{HİZ}$	0.0341	0.0363	-0.0605	0.1408
$\mu_t^{ENERJİ}$	0.0350	0.1443	-0.3627	0.3680
μ_t^{DKUR}	0.0191	0.0674	-0,0859	0.2455
$\hat{\sigma}_{\Delta P,t(4)}^2$	0.00006	0.00006	0.000003	0.0003
$\hat{\sigma}_{\Delta P,t(8)}^2$	0.00006	0.00005	0.00001	0.0003

Tablo 6'dan görüleceği üzere en yüksek ortalama reel çıktı düzeyine sahip olan sektör 18.0190 değeri ile hizmetler sektörüdür ($LRGSYİH^{HİZ}$). Hizmetler sektörünü 17.8553 ortalama ile sanayi sektörünün reel çıktısı ($LRGSYİH^{SAN}$) izlemektedir. En düşük ortalama reel çıktı düzeyine sahip olan sektör ise 16.8978 ortalama ile tarım sektörüdür ($LRGSYİH^{TAR}$). Hizmetler sektörü reel çıktısı en yüksek değeri olan 18.4430 değerine 2018 yılının ikinci çeyreğinde, en düşük değeri olan 17.5440 değerine ise 2003 yılının ilk çeyreğinde ulaşmıştır. Sanayi sektörü ise en yüksek olan reel çıktı düzeyini 18.3020 ile 2017 yılının son çeyreğinde yakalamış, 17.3332 olan en düşük reel çıktı düzeyini ise hizmetler sektöründe de olduğu gibi 2003 yılının birinci çeyreğinde gerçekleştirmiştir. Tarım sektörünün 17.1343 olan en yüksek reel gayri safi yurt içi hasıla değeri 2018 yılının birinci çeyreğinde, en düşük reel gayri safi yurt içi hasıla değeri olan 16.6568 ise 2003 yılının son çeyreğinde gerçekleşmiştir. Sektörler reel çıktıların standart sapmaları açısından karşılaştırıldığında ise en düşük standart sapmaya tarım sektörünün, en yüksek standart sapmaya ise sanayi sektörünün sahip olduğu görülmektedir.

4.1.1. Konjonktürel Çıktı Serilerinin İstatistiksel Özellikleri

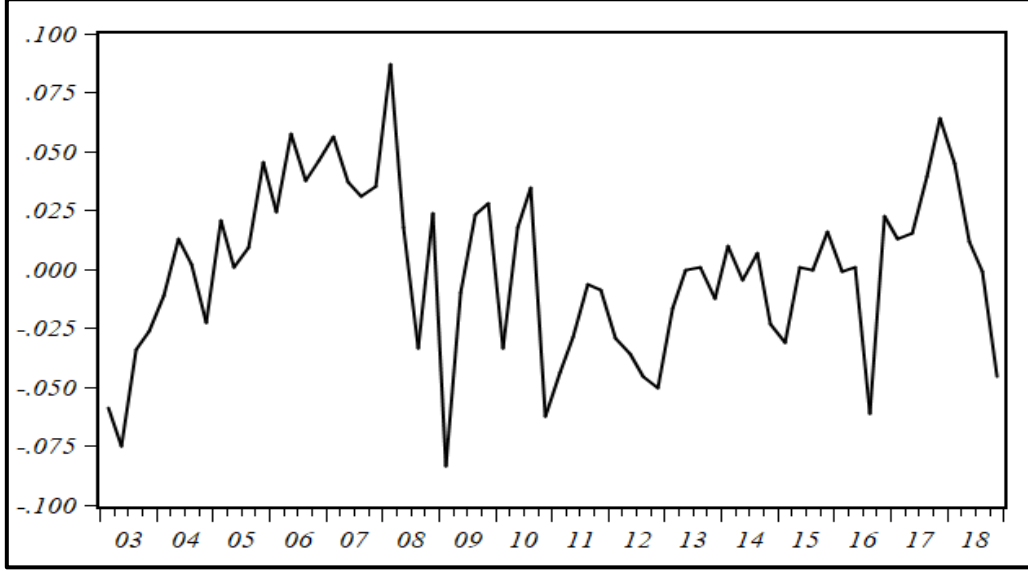
Konjonktürel çıktı serileri, sektörel optimal trend spesifikasyonun EKK yöntemi altında tahmininden elde edilen hata terimleri serileriyle temsil edildiğinden ortalamalarının sıfır olması beklenir. Tablo 6'dan da açıkça görülebildiği üzere her üç sektöre ait konjonktürel çıktı değişkenin

$(y_{c,t}^{TAR}, y_{c,t}^{SAN}, y_{c,t}^{HIZ})$ ortalaması 0'dır. Hizmetler sektörü konjonktürel çıktı ($y_{c,t}^{HIZ}$) değişkeninin zirve değerine 0.1315 ile 2008 yılının ilk çeyreğinde ulaşmış olduğu Grafik 8'den açık bir şekilde görülmektedir. Bununla birlikte özellikle 2004:Q3-2008:Q4 dönemi için sektörün pozitif çıktı açığı verdiği ise gözlerden kaçmamaktadır. Ancak 2008:Q3 döneminde başlayan küresel ekonomik krizinin de etkisiyle hizmetler sektörü en az yedi çeyrek süren bir daralma dönemine girmiş ve 2010 yılının ilk çeyreğinde -0.1401 değeri ile dip noktasını görmüştür. Her ne kadar hizmetler sektörü, bu çeyreктen itibaren bir toparlanma dönemine girmişse de 2018 yılının son çeyreğine kadar sektörün konjonktürel çıktısının negatif olduğu dikkatlerden kaçmamaktadır.

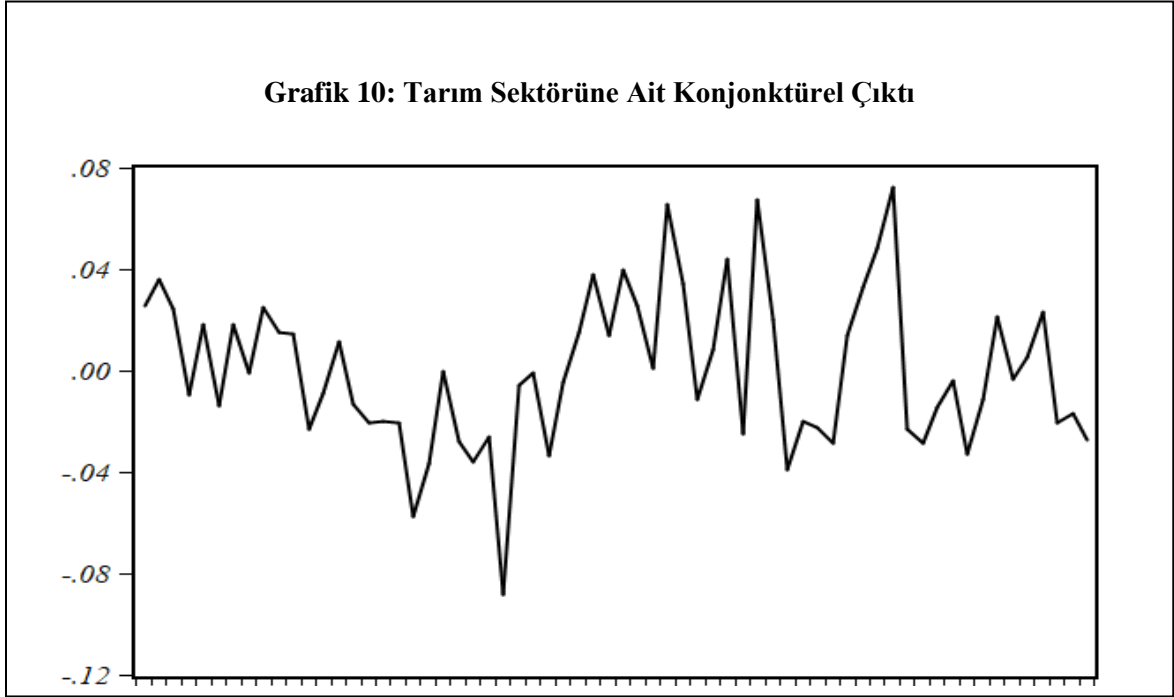


Sanayi sektörü konjonktürel çıktısının ($y_{c,t}^{SAN}$), hizmetler sektöründe de olduğu gibi tepe noktasına 0.0872 değeri ile 2008 yılının ilk çeyreğinde ulaştığı Grafik 9'dan görülmektedir. Sanayi sektörünün pozitif çıktı açığı hizmetler sektöründen iki çeyrek daha kısa olmakla birlikte 2004:Q3 ve 2008:Q2 dönemini kapsamaktadır. 2008:Q3 dönemi ile başlayan daralmayla birlikte sanayi sektörünün konjonktürel çıktısı, hizmetler sektörü konjonktürel çıktısına kıyasla daha kısa bir zaman zarfında dip noktasına ulaşmış ve dip değeri -0.0834 ile 2009 yılının birinci çeyreğinde gerçekleşmiştir. Sanayi sektörünün 2009:Q2 döneminden itibaren bir canlanma dönemine girmiş olduğu her ne kadar gözlerden kaçmasa da 2016 yılının son çeyreğine kadar geçen dönem boyunca büyük ölçüde sektörün konjonktürel çıktısı negatif açık vermiştir. Bu süre zarfında özellikle 2016 yılının son çeyreğinde yakalanan pozitif çıktı ivmesinin 2018 yılının ikinci çeyreğinde ortaya çıkan küresel büyüme endişeleri ve aynı yılın üçüncü çeyreğinde yaşanan döviz kuru kriziyle birlikte negatife döndüğü ise gözlerden kaçmayan bir diğer önemli husustur.

Grafik 9: Sanayi Sektörüne Ait Konjonktürel Çıktı



Tarım sektörünün konjonktürel çıktısı için Grafik 10 incelendiğinde ise hizmetler ve sanayi sektörünün tam tersi bir tablo karşımıza çıkmaktadır. Burada dikkati çeken nokta, 2004-2008 dönemi için sanayi ve hizmetler sektörünün konjonktürel çıktısı pozitifken, tarım sektörü konjonktürel çıktısının negatif olmasıdır. Bunun yanı sıra tarım sektörü konjonktürel çıktısı -0.0886 değeri ile dip noktasını, küresel ekonomik krizinde etkisiyle, sanayi sektöründe de olduğu gibi, 2009 yılının ilk çeyreğinde görmüştür. Sektör 2015 yılının üçüncü çeyreğinde ise 0.0723 değeri ile tepe noktasına ulaşmıştır. 2010:Q2 dönemi ile 2018:Q4 dönemi arasında ise tarım sektörünün konjonktürel çıktısının büyük ölçüde pozitif olduğu Grafik 10'dan çıkarılabilecek bir başka sonuçtur.

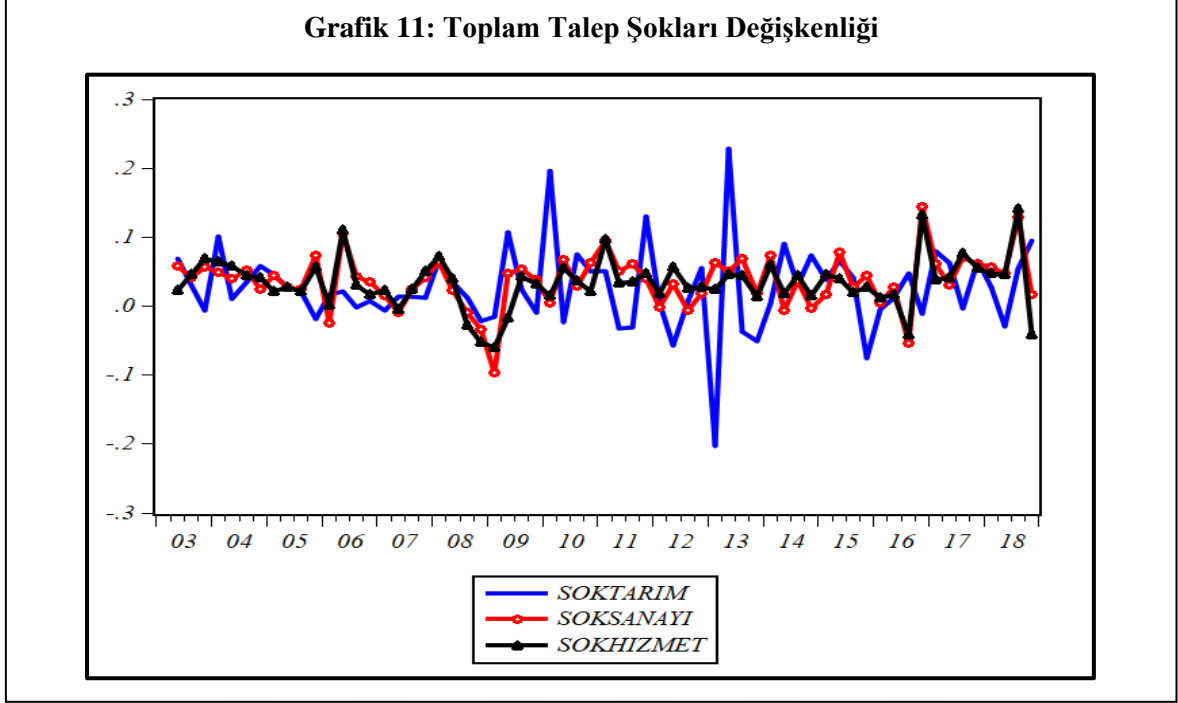


Sektörlere ait konjonktürel çıktılar standart sapmaları açısından karşılaştırıldığında ise 0.0558 ile en yüksek standart sapma değerine hizmetler sektörünün sahip olduğu görülmektedir. Sanayi sektörünün konjonktürel çıktısı ile tarım sektörünün konjonktürel çıktısının standart sapmalarının ise sırasıyla 0.0302 ve 0.0355 değerlerini alarak birbirlerine çok yakın seyrettiği gözlenmektedir. Bu durum, ele alınan dönem boyunca hizmetler sektörü konjonktürel çıktı değişkeninin diğerlerine kıyasla daha oynak bir yapı sergilediği anlamı taşımaktadır.

4.1.2. Toplam Talep Şokları Serilerinin İstatistiksel Özellikleri

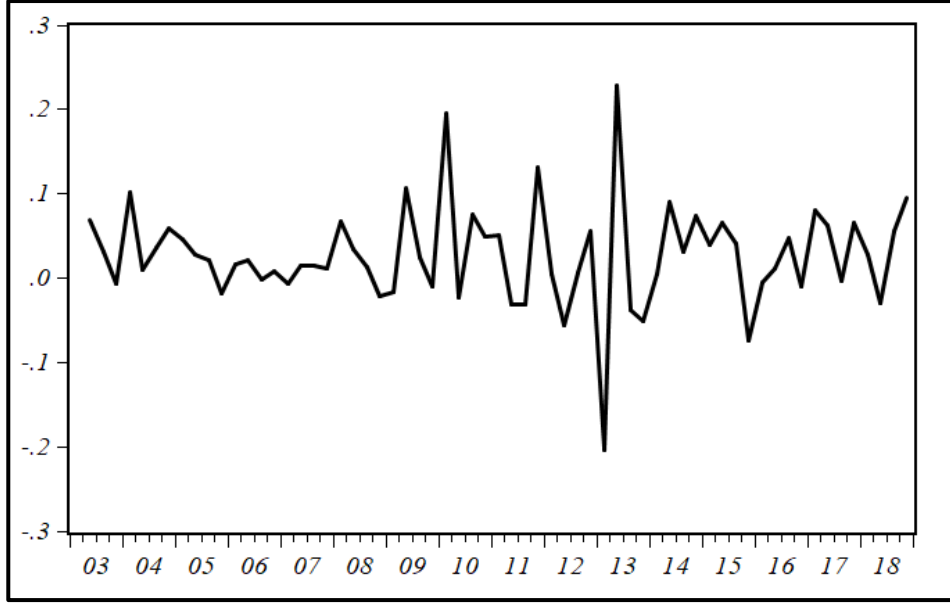
Nominal gayri safi yurt içi hasıla (LNGSYİH) serilerindeki logaritmik fark ile temsil edilen toplam talep şokları (ΔX_t) ortalamalar bazında ele alındığında, 0.0369 değeri ile en yüksek toplam talep şokları ortalamasına sahip sektörün sanayi sektörü olduğu Tablo 6'dan görülmektedir. Hizmetler sektörüne ait toplam talep şoklarının ortalaması 0.0341 olmakla birlikte tarım sektörünün toplam talep şoklarının ortalaması ise diğer sektörler nazaran 0.0268 değeri ile çok daha düşük bir değer olarak gerçekleşmiştir. Grafik 11 ise değişkenlikleri standart sapmaları cinsinden hesaplanan sektörel toplam talep şoklarını birbirleriyle kıyaslama yapmaya imkan tanımaktadır. Grafik 11 incelendiğinde en yüksek toplam talep şoku değişkenliğine sahip olan sektörün 0.0609 standart sapma değeri ile tarım sektörü olduğu görülmektedir. Sanayi sektörüne ait toplam talep şoklarının standart sapması 0.0387 iken hizmetler sektörüne ait toplam talep şoklarının standart sapması ise 0.0363 olarak hesaplanmıştır. Bu bağlamda tarım sektörünün hemen ardından en yüksek ikinci toplam talep şokları değişkenliğini gösteren sektörün sanayi sektörü olduğunu söylemek hiç de

yanlış olmayacaktır. Hizmetler sektörünün toplam talep şokları ise ana sektörler içerisinde en az oynaklığa sahip olmaktadır.



Sektörel bazda toplam talep şokları değişkenliklerini daha detaylı bir biçimde inceleyebilmek adına Grafik 11'den farklı olarak Grafik 12,13 ve 14'den yararlanılmıştır. Grafik 12'den de görüldüğü üzere tarım sektöründe meydana gelen toplam talep şoklarının en düşük değişkenliğe sahip olduğu dönem 2003:Q1 ile 2008:Q1 dönemidir. 2008:Q2 döneminden sonra ise tarım sektörünün toplam talep şokları değişkenliğinin büyük ölçüde arttığı dikkati çekmektedir. Tarım sektörünün nominal talebinde ortaya çıkan en yüksek değişim 0.2280 değeri ile 2013:Q2 döneminde meydana gelmekle birlikte en düşük değişim ise -0.2032 değeri ile 2013:Q1 döneminde gerçekleşmiştir.

Grafik 12: Tarım Sektörü Toplam Talep Şokları



Sanayi ve hizmetler sektörünün aksine, tarım sektöründe meydana gelen nominal talep değişimlerinin kaynağının, izlenen tarımsal talep politikaları değil de sel, kuraklık ve iklim değişikliği gibi doğal afetler olduğu görüşü yaygındır. Özellikle tarım, ormancılık ve balıkçılık sektörlerinin üretim bileşiminden oluşan tarım sektörü üretiminin büyük bir çoğunluğunu Türkiye gibi bitkisel üretimle karşılayan ekonomiler için doğal afetlerin yaşanma sıklığı hem tüketim hem de üretim için hayati düzeyde bir öneme sahiptir. Etkisini direk olarak bitkisel üretim üzerinde gösteren doğal afetler boyutu küçük çapta da olsa bitkisel üretimi, tarımın diğer alt sektörlerine kıyasla çok daha fazla sekteye uğratabilmekte ve böylelikle tarım sektörünün nominal çıktısında büyük değişimlerin yaşanmasına sebebiyet vermektedir. Türkiye ekonomisi tarım sektörü, 2003-2018 dönemi için incelendiğinde sektörün nominal çıktısı üzerinde etkisi olduğu düşünülen doğal afetlerin aşağıdaki yıllarda gerçekleştiği görülmektedir:

- 2006 yılında başlayan küresel iklim krizi, Türkiye ekonomisinde etkisini 2007 yılının başında göstererek, 2008 yılının yaz aylarına kadar süren bir kuraklık yaşanmasına sebebiyet vermiştir. Gıda krizi olarak da adlandırılan bu kuraklık evresi her ne kadar bu yılın sonunda etkilerini kaybetmiş olsa da yerini 2008 yılının üçüncü çeyreğinde başlayan küresel ekonomik krize bırakmıştır.

- Yine aynı şekilde 2013 ve 2014 döneminde yağışların mevsim normallerinin altında seyretmesine bağlı olarak yaşanan kuraklık ve don nedeniyle tarım sektöründe çok önemli ürün kayıpları yaşanmıştır.

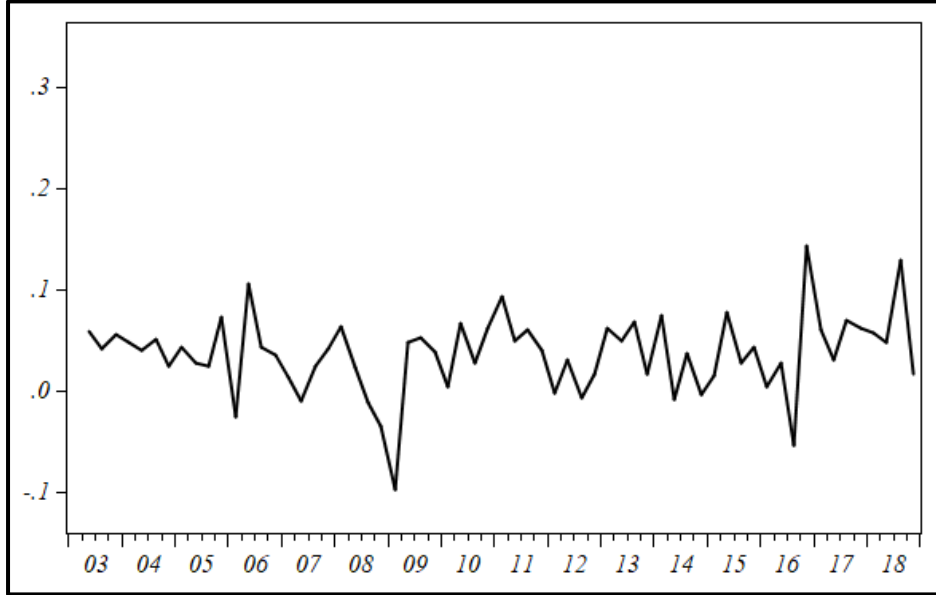
Ancak Grafik 12 incelendiğinde tarım sektörü nominal talebinde yaşanan değişmelerin sadece bahsi geçen kuraklık yıllarında gerçekleşmediği dikkat çekmektedir. Özellikle 2008:Q2 döneminden sonra Türkiye’de tarım sektörü nominal değişim değişkenliğinin oldukça yüksek olduğu Grafik 12’den açıkça görülmektedir. Dolayısıyla bu değişimlerin kaynağını sadece yaşanan doğal afetlerde aramak 2008 yılının ikinci çeyreğinden sonra meydana gelen nominal talep değişimlerinin açıklamasında yeterli gibi gözükmemektedir. Örneğin et fiyatlarında meydana gelen büyük artışların hayvancılık sektöründe ithalat sürecini başlatmış olması 2010 yılında yaşanan dalgalanmaların önemli bir sebebi olarak düşünülmektedir. Bu ve bunun gibi birçok yeni politika uygulaması son dönemlerde sıkça tartışılan tarım sektöründe istikrarlı politikaların izlenip izlenmediği sorusunu da beraberinde getirmektedir. Özellikle 2000’li yılların başından itibaren izlenen politikaların tarım sektöründe istikrarsızlık yarattığı vurgusu yapılmakla birlikte istikrarlı olmayan politika uygulamalarının bitkisel üretim, hayvancılık, ormancılık ve balıkçılık sektörleri üzerine üretim, girdi maliyetleri, fiyatlama davranışlarının bozulması, ihracat ve ithalat gibi birçok açıdan olumsuz etki yarattığı savunulmaktadır. Bu bağlamda ilgili dönemde tarım sektöründe istikrarsızlık yarattığı düşünülen politika uygulamaları aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- Etkin ve dinamik üretim planlamasının yapılamamasından kaynaklanan arz-talep dengesizliğinin fiyat istikrarını bozması
- Tarımsal destekleme için bütçeden ayrılan kaynakların yeterli düzeyde sektöre aktarılamaması
- Üreticinin dağınık ve birbirinden kopuk bir yapıda olması
- Ürün fiyat politikalarının mevcut olmaması
- IMF, Dünya Bankası ve Dünya Ticaret Örgütü’nün tarım sektörü üzerinde uyguladığı politikaların bağımsız politikaların üretilmesine imkan tanımaması
- Tarımsal sulama alanlarının plansız ve yetersiz olması
- Su kaynaklarının yeterince kullanılamaması
- Teknoloji kullanımının yeterli düzeyde olmaması
- Orta ve uzun vadeli politikalar yerine kısa vadeli politikaların uygulanması
- Girdi maliyetlerinin yüksek olması ve ithalata dayalı bir tarım politikasının izlenmesi

Grafik 13’de sanayi sektörüne ait nominal talep değişimlerinin ilgili dönem boyunca seyri görülmektedir. Sanayi sektörü toplam talep değişimleri en küçük değeri olan -0.0967 değerini 2009:Q1 döneminde almıştır. Sanayi sektörünün nominal talebinde meydana gelen bu daralma şüphesiz ki 2008 yılının sonunda başlayan ve tüm ekonomilerde etkisini gösteren küresel ekonomik krizden kaynaklanmaktadır. 2008 öncesi dönem ele alındığında ise 2006 yılının ikinci çeyreğinde sektörün nominal talebinin önemli ölçüde değiştiği görülmektedir. Bu nominal değişimin kaynağına inildiğinde ise fiyat gelişmeleri tarafında; döviz kuru artışlarının imalat sanayi fiyatları üzerinde yarattığı etkiyi, üretim tarafında ise imalat, madencilik, elektrik, su ve gaz sektörlerinin

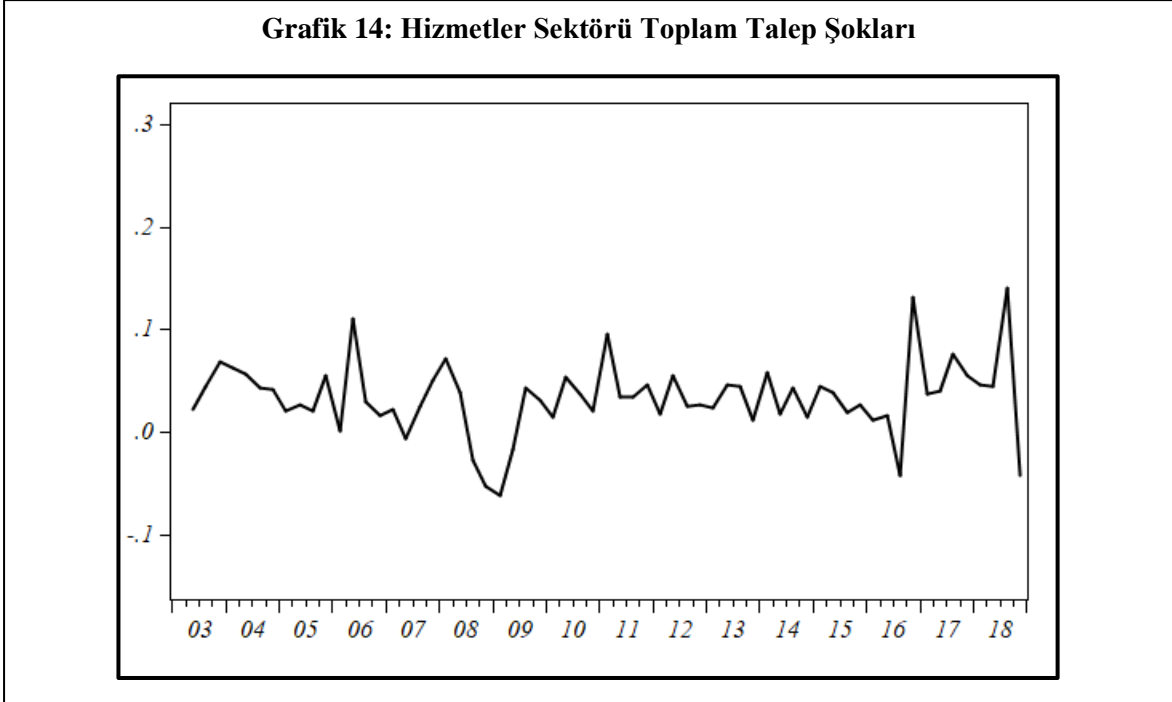
her birinde gerçekleşen reel üretim artışlarının (yaklaşık %9) etkisini görmekteyiz. 2009 yılının ikinci çeyreğiyle birlikte toparlanma eğilimine giren nominal talep değişimi, 2016 yılının üçüncü çeyreğine kadar diğer dönemlere kıyasla daha az oynaklık göstermektedir. 2016 yılının üçüncü çeyreğinde yaşanan nominal talep daralmasında 2015 yılında yaşanan darbe girişimi ile küresel ve jeopolitik gelişmelerin etkili olduğu söylenebilir. 2016 yılının son çeyreğinde ise darbe girişiminin etkilerini kaybetmesi ve yurt içi talebin artmasıyla birlikte imalat sanayinde bir toparlanma yaşanmış ve nominal talep değişimi 0.1440 ile en yüksek değerine ulaşmıştır. 2018 yılının üçüncü çeyreğinde yaşanan nominal talep değişimi ise aynı yıl TL'nin %50'ye varan değer kaybının reel sektör üzerindeki etkilerinden ve büyük ölçüde azalan yurt içi talepten kaynaklanmaktadır. Bu süreçte reel kesimin borç yükü ve faiz oranları önemli düzeyde artış gösterirken, tüketicinin satın alma gücü de büyük oranda azalmıştır.

Grafik 13: Sanayi Sektörü Toplam Talep Şokları



Hizmetler sektörüne ait toplam talep değişimleri ise Grafik 14'de gösterilmiştir. Seri en düşük değeri olan -0.0605'i küresel ekonomik krizin yaşanmış olduğu 2009:Q2 döneminde almıştır. Bu dönemin hemen öncesinde, 2006:Q2 döneminde yaşanan nominal talep değişiminde ticaret ile ulaştırma ve haberleşme sektörlerinin her birinin yüksek oranlı büyüme performansları dikkati çekmektedir. Sanayi sektöründe de olduğu gibi 2009 yılından sonraki süreçte önceki döneme kıyasla daha az bir oynak yapı sergileyen hizmetler sektöründeki nominal talep değişimleri 2016 yılının üçüncü çeyreğine gelindiğinde azalma eğilimi sergilemiştir. 2016 yılının üçüncü çeyreğinde meydana gelen bu daralma 2015 yılındaki darbe girişimi ve terör olaylarının turizm sektörü üzerinde yarattığı talep daralmasından ve sektörün bu daralmadan ciddi boyutta zarar

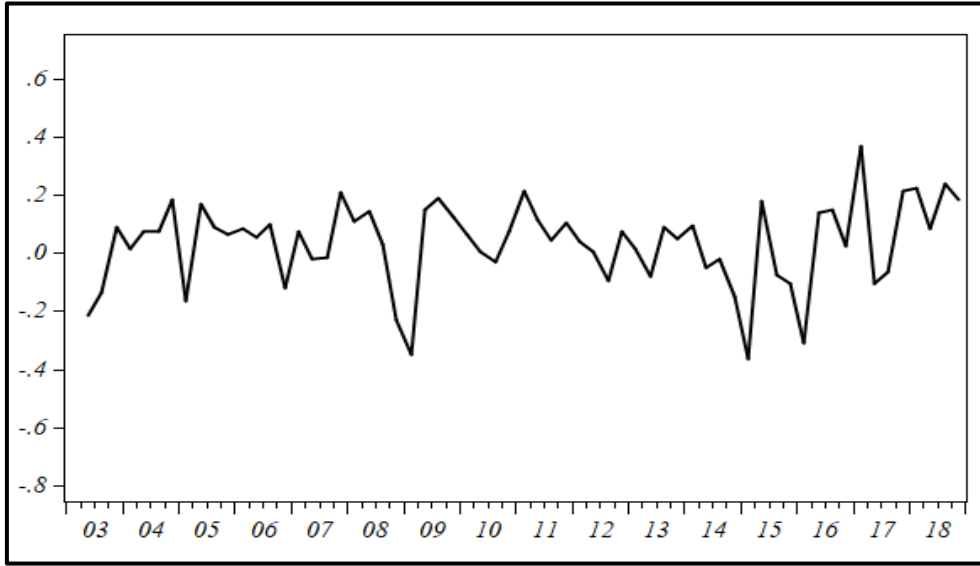
görmesinden kaynaklanmaktadır. 2017 yılında toparlanan turizm sektörü ve bu sektörün 2018 yılında yarattığı zincirleme iş hacmi ve gelir etkisi hizmetler sektörünün nominal talebinde bir canlanma yaratmış olsa da bu dönemden sonraki süreçte TL’de yaşanan sert değer kayıpları ticaret, ulaştırma, konaklama ve yiyecek sektörleri üzerinde etkisini göstermiştir.



4.1.3. Toplam Arz Şokları Serilerinin İstatistiksel Özellikleri

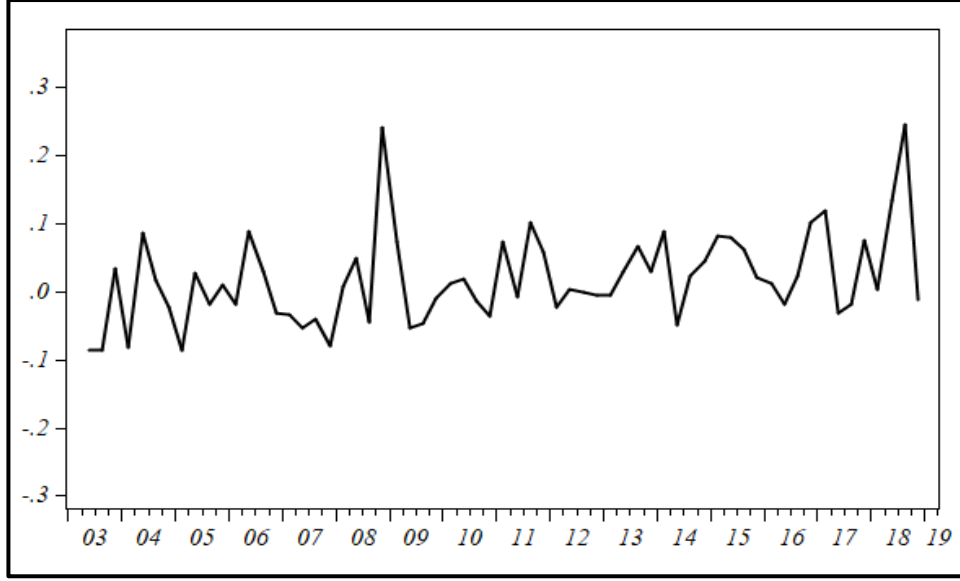
Tablo 6’den da görüldüğü üzere ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksinin logaritmik farkının ($\mu_t^{ENERJİ}$) alınmasıyla elde edilen arz şokları 0.0350 ortalamaya ve 0.1443 standart sapma değerine sahiptir. Grafik 15’de görüldüğü üzere enerji şokları en düşük değeri olan -0.3627 değerini petrol arz fazlasının yaşandığı 2015 yılının üçüncü çeyreğinde almıştır. Bununla birlikte seri en yüksek değeri olan 0.3680 değerine ise 2017 yılının ilk çeyreğinde ulaşmıştır. Grafik 15 incelendiğinde ise Türkiye ekonomisinde 2008, 2015, 2016 ve 2017 yıllarında gerçekleşen enerji şoklarının dikkat çektiği görülmektedir. Yurt içi üretici fiyat endeksi içerisindeki ham petrol ve doğal gaz kaleminin en önemli belirleyicisi ise Brent petrol fiyatlarıdır (TCMB, 2018). Bu doğrultuda ham petrol ve doğal gaz fiyatlarında meydana gelen bu değişimlerin temel kaynağının petrolün arz ve talebinde küresel boyutta yaşanan dengesizlikler olduğunu söylemek hiç de yanlış olmayacaktır.

Grafik 15: Ham Petrol ve Doğal Gaz Fiyat Endeksi ile Temsil Edilen Arz Şokları



Grafik 16’da ise dolar kurunun logaritmik farkı ile temsil edilen (μ_t^{DKUR}) arz şokları yer almaktadır. Ortalaması 0.0191 olarak hesaplanan döviz kuru şoklarının standart sapması 0.0674’dür. Grafik 16 incelendiğinde ise özellikle 2008 yılının dördüncü çeyreği ile 2018 yılının üçüncü çeyreğinde yaşanan dolar kuru şoklarının büyüklüğü dikkati çekmektedir. 2008 ve 2018 dönemlerine kıyasla diğer dönemlerde meydana gelen dolar kuru değişimleri oynaklığının ise daha düşük olduğu söylenebilir. 2008 yılı küresel finans krizi ve 2018 yılının üçüncü çeyreğinde ABD-Türkiye arasında yaşanan diplomatik gerilim bu dönemlerde TL’de görülen sert değer kayıplarının temel nedenleridir.

Grafik 16: Dolar Kuru ile Temsil Edilen Arz Şokları



4.2. Birim Kök Test Bulguları

Tablo 7’de her bir değişkene ait birim kök testlerinin sonuçları verilmiştir. (6-8) numaralı grafiklerde yer alan serilerin hepsi konjonktürel çıktı değişkenleri ($y_{c,t}^{TAR}, y_{c,t}^{SAN}, y_{c,t}^{HIZ}$) olup, tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerinin logaritmik reel gayri safi yurt içi hasıla serilerinin optimal trend spesifikasyonu altında tahmininden elde edilen hata terimleri ile temsil edilmektedirler. Dolayısıyla serilerin hata terimlerine özgü sıfır ortalama ve zamana bağlı olmayan sabit varyans varsayımlarını sağlaması beklenir. Bu bağlamda ilgili değişkenlerin tamamının durağanlık seviyeleri sabitsiz ve trendsiz model için incelenmiştir³⁰.

ADF, PP ve KPSS birim kök test sonuçlarına göre, logaritmik reel gayri safi yurt içi hasıla serilerinin tamamı ($LRGSYİH^{TAR}, LRGSYİH^{SAN}, LRGSYİH^{HIZ}$) seviyesinde durağan olma özelliği taşımamaktadır³¹. Bu değişkenlerin birinci devresel farkları için gerçekleştirilen testlerden elde edilen istatistikler ise sabitli, sabitli-trendli ve sabitsiz-trendsiz modellerin tamamında her üç test yöntem için de serilerin birim köke sahip olmadıklarını ortaya koymaktadır. Sektörlere ait konjonktürel çıktı değişkenleri ($y_{c,t}^{TAR}, y_{c,t}^{SAN}, y_{c,t}^{HIZ}$) incelendiğinde ise yukarıda da bahsi geçtiği üzere, değişkenlerin her birinin sabitsiz-trendsiz modellerin tamamında seviyesinde durağan olduğu görülür. Sektörlere ait toplam talep şokları ($\Delta X_t^{TAR}, \Delta X_t^{SAN}, \Delta X_t^{HIZ}$) ile arz şoku değişkenleri (

³⁰ $\Delta \hat{\epsilon}_t = a_1 \hat{\epsilon}_{t-1} + u_t$ olmak üzere, sabitsiz ve trendsiz model ile tahmin edilmektedir. ϵ , hata terimini temsil etmektedir.

³¹ Tarım sektörüne ait logaritmik reel gayri safi yurt içi serisi ADF birim kök testine göre sabitli-trendli modelde seviyesine göre durağan olma özelliği göstermektedir.

$\mu_t^{ENERJİ}, \mu_t^{DKUR}$) için ADF, PP ve KPSS testlerinden elde edilen sonuçlar serilerin seviyesinde durağan bir yapı sergilediğini göstermektedir. ADF birim kök test sonuçlarına göre seviyesinde durağan olmayan enflasyon oranı (ΔP_t) serisi, PP ve KPSS birim kök testlerine göre seviyesinde durağan olma özelliği taşımaktadır.



Tablo 7: Birim Kök Test Sonuçları

Değişkenler	ADF			PP			KPSS	
	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli	Sabitsiz-Trendsiz	Sabitli	Sabitli-Trendli
$LRGSYİH^{TAR}$	-0.721	-4.332***	2.485	-0.924	-4.416	2.174	1.003	0.070*
$\Delta LRGSYİH^{TAR}$	-8.013*** (1)	-7.947*** (1)	-10.212*** (0)	-10.647*** (0)	-10.559*** (0)	-10.309*** (3)	0.036*	0.035*
$LRGSYİH^{SAN}$	-1.374	-2.436	3.116	-1.364	-2.436	3.011	0.997	0.070
$\Delta LRGSYİH^{SAN}$	-7.413*** (0)	-7.457*** (0)	-6.524*** (0)	-7.426*** (2)	-7.468*** (2)	-6.566*** (2)	0.100*	0.059*
$LRGSYİH^{HİZ}$	-1.124	-2.207	3.352	-1.124	-2.429	3.193	0.981	0.116***
$\Delta LRGSYİH^{HİZ}$	-7.870*** (0)	-7.872*** (0)	-3.904*** (1)	-7.885*** (2)	-7.840*** (2)	-7.030*** (4)	0.092*	0.086*
$y_{c,t}^{TAR}$	-5.402*** (0)	-5.359*** (0)	-5.447*** (0)	-5.507*** (4)	-5.462*** (4)	-5.553*** (4)	0.101*	0.101*
$y_{c,t}^{SAN}$	-4.697*** (0)	-4.648*** (0)	-4.733*** (0)	-4.656*** (3)	-4.581*** (3)	-4.696*** (3)	0.111*	0.111*
$y_{c,t}^{HİZ}$	-3.124** (0)	-3.162* (0)	-3.192*** (0)	-3.268** (4)	-3.220* (4)	-3.295*** (4)	0.184*	0.102*
ΔX_t^{TAR}	-11.09*** (0)	-10.99*** (0)	-8.918*** (0)	-11.363** (4)	-11.256*** (3)	-8.928*** (5)	0.058***	0.058*
ΔX_t^{SAN}	-7.689*** (0)	-7.743*** (0)	-2.437*** (1)	-7.689*** (4)	-7.743*** (0)	-4.834*** (4)	0.176*	0.105*
$\Delta X_t^{HİZ}$	-7.085*** (0)	-7.025*** (0)	-2.454*** (1)	-7.134** (2)	-7.078*** (2)	-4.494*** (4)	0.120*	0.101*
$\mu_t^{ENERJİ}$	-6.806*** (0)	-6.756*** (0)	-6.428*** (0)	-6.782** (2)	-6.749*** (1)	-6.421*** (1)	0.112*	0.104*
μ_t^{DKUR}	-6.785*** (0)	-7.599*** (0)	-6.312*** (0)	-6.763*** (2)	-8.839*** (8)	-6.298*** (1)	0.785	0.069*
ΔP_t	-4.102*** (0)	-2.198 (6)	-1.045 (4)	-4.171*** (2)	-4.586*** (2)	-1.362** (0)	0.375**	0.197**

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Δ , değişkenin 1.devresel farkını temsil etmektedir. ADF birim kök testi sonuçlarında verilen (), gecikme uzunluklarını; PP test sonuçlarında verilen () ise bant genişliğini temsil etmektedir. Optimal gecikme uzunlukları Schwarz bilgi kriterine göre belirlenmiştir.

4.3. Tahmin Yöntemi Bulguları

Çalışmanın bu bölümünde, teorik çerçevesi bir önceki bölümde çizilen orijinal Lucas modeli ile Froyen ve Waud modelinin testine yönelik ampirik bulgulara yer verilmiştir. Bu bağlamda öncelikle tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerinin her biri için orijinal Lucas modelinin EKK ve SUR yöntemleri çözümünden elde edilen bulgular sunulacak, ikinci aşamada ise bu sektörler için Froyen ve Waud modeli ele alınacaktır.

4.3.1. Orijinal Lucas Modeli Bulguları

Orijinal Lucas modelinin test edilmesine imkan tanıyan model (76) numaralı denklemlerle aşağıda ifade edildiği gibidir:

$$y_{ct} = -\pi\delta + \pi\Delta x_t + \lambda y_{c,t-1} \quad (76)$$

burada y_{ct} , konjonktürel çıktıyı; $-\pi\delta$, sabit terimi; π , enflasyon-çıktı ödünleşme parametresini; δ , toplam talep artışının ortalamasını; Δx_t , logaritmik nominal değişim değişkenini yani toplam talep şoklarını; λ ise uyarılma parametresini göstermektedir. Modelin yapısal parametreleri olan π , δ ve λ için beklenen değerler sırasıyla $\pi > 0$, $\delta < 0$ ve $0 < \lambda < 1$ şeklindedir.

Lucas modeli, toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığını öngörür. Lucas (1973), 18 ülke için değişkenlik hipotezi olarak da adlandırılan bu negatif yönlü ilişkiye dair kanıtlar sunmaya çalıştığı çalışmasında şöyle bir ekonometrik süreç izlemiştir: İlk olarak, nominal GSYİH serisinin logaritmik farkı ile temsil edilen toplam talep şoklarının (ΔX_t) değişkenliği, bu değişkenin varyansının ($\sigma_{\Delta X}^2$) hesaplanması yoluyla her bir ülke için elde edilmiştir. Bu aşamanın hemen ardından (76) numaralı denklemler EKK yöntemi altında tahmin eden Lucas, her bir ülke için enflasyon-çıktı ödünleşme parametrelerine (π) ulaşmıştır. Karar aşamasına gelindiğinde ise, ülkelerin ödünleşme parametreleri ve toplam talep şoklarının varyansı arasında ampirik gözleme dayalı kıyaslamalar yaparak toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişkiyi yakalamaya çalışan Lucas, toplam talep şokları değişkenliğinin yüksek olduğu ülkelerin, düşük enflasyon-çıktı ödünleşme parametre değerine; düşük toplam talep şokları değişkenliği olan ülkelerin ise yüksek enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerine sahip olduğunu ortaya koymuştur. Lucas'ın hemen ardından toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif ilişkinin varlığı, aynı ekonometrik süreç yardımıyla literatürde birçok kez test edilmiştir.

Mevcut çalışma ise Lucas'ın ülkeler arası karşılaştırmalar yaparak ortaya koymaya çalıştığı negatif yönlü ilişkiyi, Türkiye ekonomisinin üç temel sektörü olan tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri arasında bir karşılaştırma yaparak ortaya koymayı amaçlamaktadır. Bu bağlamda öncelikle bir önceki bölümde yer alan (47-51) numaralı optimal trend spesifikasyonları kullanılarak her bir sektör için konjonktürel çıktı serileri oluşturulmuştur. Serilerin oluşturulmasının hemen ardından (76) numaralı eşitlikte yer alan çıktı denklemi her bir sektör için ayrı ayrı EKK yöntemi altında tahmin edilmiştir. EKK analizi sonucu elde edilen bulgular (8-11) numaralı tablolarda sunulmuştur. Sonrasında sektörler için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ile sektörler için hesaplanan toplam talep şokları varyansları arasında kıyaslamalar yapılarak değişkenlik hipotezinin orijinal Lucas modeli kapsamında geçerli olup olmadığı belirlenmiştir. Yapılan bu kıyaslamaların hemen ardından SUR yöntemi altında sektörel şoklar arasındaki eşanlı bağımlılık dikkate alınarak hem toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasındaki negatif yönlü ilişkinin varlığı belirlenmeye çalışılmış hem de daha etkin parametre tahminlerinin elde edilmesi amaçlanmıştır. SUR analizi sonucu elde edilen bulgular (12-15) numaralı tablolarda sunulmuştur.

4.3.1.1. Tarım Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli EKK Çözüm Sonuçları

(76) numaralı denklemde genel hatlarıyla ele alınan Lucas modeli tarım sektörü için yeniden ifade edildiğinde (77) numaralı eşitliğe ulaşılır:

$$y_{c,t}^{TAR} = -\pi\delta + \pi^{TAR}\Delta X_t^{TAR} + \lambda y_{c,t-1} \quad (77)$$

Burada $y_{c,t}^{TAR}$, tarım sektörünün konjonktürel çıktısını; π^{TAR} , tarım sektörüne ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametresini; ΔX_t^{TAR} ise tarım sektörüne ait nominal GSYİH serisinin logaritmik farkının alınmasıyla oluşturulan nominal değişim değişkenini göstermektedir. Tarım sektörü için (77) nolu denklemin tahmininden elde edilen sonuçlar Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8: Tarım Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin EKK Çözüm Sonuçları

$y_{c,t}^{TAR} = -0.010 + 0.353 \Delta X_t^{TAR} + 0.649 y_{c,t-1}$			
	(0.0029)	(0.048)	(0.096)
	[-3.4537]***	[7.3441]***	[6.717]***
$R^2 = 0.53 \quad F_h = 35.00^{***}$			
$LM_{(1)} : 1.534 \quad LM_{(4)} : 5.282 \quad \sigma_{\Delta X}^2_{TAR} = 0.0037$			

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 8’den görüldüğü üzere tarım sektörü için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değeri 0.353’dür. İstatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlı olan parametre değeri, pozitif olma koşulunu yerine getirmektedir. Yine %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olan denklemin sabit terimi beklenildiği gibi sıfırdan küçüktür. Sıfırla bir arasında bir değer alması beklenen uyarılama parametresi değerinin (0.649) ise istatistiksel anlamlılığı %1 düzeyinde sağladığı tablodan açıkça görülmektedir. 1. ve 4. dereceden ardışık bağımlılık için hesaplanan $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ istatistikleri bir bütün olarak anlamlı olan tarım sektörü regresyon denkleminde ardışık bağımlılık probleminin olmadığını ortaya koymaktadır. 0.53 olarak hesaplanan R^2 değeri ise, denklemin açıklayıcılık gücünün yeterli düzeyde olduğunun bir işaretidir.

4.3.1.2. Sanayi Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli EKK Çözüm Sonuçları

(76) numaralı denklemde genel hatlarıyla ele alınan Lucas modeli bu defasında sanayi sektörü için ifade edildiğinde (78) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$y_{c,t}^{SAN} = -\pi\delta + \pi^{SAN} \Delta X_t^{SAN} + \lambda y_{c,t-1} \quad (78)$$

bu eşitlikte $y_{c,t}^{SAN}$, sanayi sektörünün konjonktürel çıktısını; π^{SAN} , sanayi sektörüne ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametresini göstermektedir. ΔX_t^{SAN} ise sanayi sektörüne ait logaritmik nominal GSYİH serisinin birinci farkının alınmasıyla elde edilen nominal değişim değişkenini temsil etmektedir. Sanayi sektörü konjonktürel çıktısına ait denklem çözümü ise Tablo 9’da gösterildiği gibidir.

Tablo 9: Sanayi Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin EKK Çözüm Sonuçları

$y_{c,t}^{SAN} = -0.015 + 0.426 \Delta X_t^{SAN} + 0.582 y_{c,t-1}$			
	(0.0047)	(0.089)	(0.097)
	[-3.2307]***	[4.7636]***	[5.9462]***
$R^2 = 0.44 \quad F_h = 23.89^{***}$			
$LM_{(1)} : 0.013$		$LM_{(4)} : 4.388$	$\sigma_{\Delta X}^{SAN} = 0.0015$

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 9’dan görüldüğü üzere, sanayi sektörü için ele alınan konjonktürel çıktı denkleminde tahmin edilen değişken katsayılarının tamamı %1 düzeyinde anlamlıdır. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ istatistiklerine göre ardışık bağımlılık probleminin bulunmadığı tespit edilen denklemdeki regresyon katsayılarının tamamı model kısıtlarını yerine getirmektedir. 0.426 olarak tahmin edilen

sanayi sektörü enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi ise tarım sektörü için tahmin edilen ödünleşme parametresinden daha yüksektir.

4.3.1.3. Hizmetler Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli EKK Çözüm Sonuçları

(79) numaralı denklem Lucas modelinin hizmetler sektörü için yeniden ifade edilmiş şeklini göstermektedir.

$$y_{c,t}^{HIZ} = -\pi\delta + \pi^{HIZ}\Delta X_t^{HIZ} + \lambda y_{c,t-1} \quad (79)$$

Burada $y_{c,t}^{HIZ}$, hizmetler sektörünün konjonktürel çıktısını; π^{HIZ} , hizmetler sektörüne ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametresini ve son olarak ΔX_t^{HIZ} değişkeni ise hizmetler sektörüne ait nominal GSYİH serisinin logaritmik farkının alınmasıyla oluşturulan nominal değişim değişkenini göstermektedir.

Tablo 10: Hizmetler Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin EKK Çözüm Sonuçları

$y_{c,t}^{HIZ} = -0.014 + 0.474 \Delta X_t^{HIZ} + 0.827 y_{c,t-1}$			
	(0.0048)	(0.099)	(0.064)
	[-2.9722]***	[4.7898]***	[12.907]***
<hr/>			
$R^2 = 0.74$	$F_h = 85.97^{***}$		
$LM_{(1)} : 3.451^*$	$LM_{(4)} : 6.042$	$\sigma_{\Delta X}^2 = 0.0013$	

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Hizmetler sektörü için %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametre değeri, tarım ve sanayi sektörlerine ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri içerisinde 0.474 değeri ile en yüksek değere sahip olma özelliği taşımaktadır. Denklemin açıklayıcılık gücünün oldukça yüksek olduğu hizmetler sektörü konjonktürel çıktı denklemi bir bütün olarak anlamlıdır. Denklemin sabit terimi ve uyarılma parametresi incelendiğinde ise tahmin edilen regresyon katsayılarının gerek %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlılığı gerekse parametre kısıtı beklentilerini sağladığı görülmektedir.

Tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerine ait konjonktürel çıktı denklemlerinden elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ($\hat{\pi}$) ile bu sektörler için hesaplanan toplam talep şokları varyansları ($\sigma_{\Delta X}^2$) Tablo 11'de yer almaktadır.

Tablo 11: Ojinal Lucas Modeli EKK Yöntemi Test Sonuçları

Sektörler	Enflasyon-Çıktı Ödünleşme Parametreleri $\hat{\pi}$	Toplam Talep Şokları Varyansı $\sigma_{\Delta x}^2$
TARIM	0.353	0.0037
SANAYİ	0.426	0.0015
HİZMETLER	0.474	0.0013

Tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametrelerinin 0.353 ile 0.474 arasında değiştiği Tablo 11’den görülmektedir. Sektörler arasında en düşük ödünleşme parametresi değerine sahip olan sektör, 0.353 ile tarım, en yüksek ödünleşme parametresi değerine sahip olan sektör ise 0.474 ile hizmetlerdir. Sanayi sektörü için elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametre değeri ise tarım sektörüne nazaran daha yüksek, hizmetler sektörüne kıyasla daha düşüktür.

Sektörler, toplam talep değişimleri açısından kıyaslandığında ise iki tip nominal gelir davranışının gözlemlendiği dikkati çekmektedir. Bunlar son derece değişken ve genişleyici politikaların³² izlendiği sektörler için nominal gelir davranışı ile nispeten değişkenliği daha az ve ılımlı politikaların izlendiği sektörler için nominal gelir davranışlarıdır. Tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri için toplam talep şokları varyansları sırasıyla 0.0037, 0.0015 ve 0.0013 olarak hesaplanmıştır. Elde edilen toplam talep şokları varyansları sektörler açısından kıyaslandığında en yüksek oynaklığa sahip olan sektörün tarım sektörü olduğu görülür. Dolayısıyla tarım sektörünün özelinde izlenen toplam talep politikalarının, sanayi ve hizmetler sektöründe izlenen toplam talep politikalarına kıyasla çok daha değişken ve genişleyici olduğunu söylemek hiç de yanlış olmayacaktır. Bu durum, diğer sektörler açısından ele alındığında ise hizmetler sektörü özelindeki toplam talep politikalarının, sanayi sektöründeki politikalara kıyasla daha istikrarlı bir şekilde izlendiği söylenebilir.

Tüm bu bulgular altında Lucas değişkenlik hipotezinin geçerli olabilmesi hususunda beklentimiz ise en yüksek toplam talep şokları varyansına sahip olan tarım sektörü için, tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerinin en düşük, en düşük toplam talep şokları

³² Genişleyici politikadan kasıt, nominal gelirden dolayı politika uygulayıcıların kullandığı politika aracında (para arzı, faiz oranı, kamu harcamaları vb. gibi) yaşanan miktarsal değişimin büyük olmasıdır.

varyansına sahip olan hizmetler sektörü için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerinin ise en yüksek olması yönündedir.

Toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasında öngörülen bu negatif yönlü ilişkinin, 2003:Q1 ve 2018:Q4 dönemi Türkiye ekonomisinin temel sektörleri bazında yakalanabildiği ise Tablo 11'den açık bir şekilde görülmektedir. Tablo 11'den elde edilen sonuçlar aşağıdaki gibi özetlendiğinde:

- 0.0037 değeri ile en yüksek toplam talep şokları değişkenliğine sahip olan tarım sektörünün, 0.353 ile en düşük enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametre değerine sahip olduğu,
- 0.0015 değeri ile tarım sektörüne ait toplam talep şokları değişkenliğinden (0.0037) daha yüksek fakat hizmetler sektörüne ait toplam talep şokları değişkenliğinden (0.0013) daha düşük şok değişkenliğine sahip olan sanayi sektörünün, 0.426 olarak elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametre değeri ile tarım sektöründen daha yüksek (0.326), hizmetler sektöründen ise daha düşük (0.474) bir enflasyon-çıktı ödünleşmesi değerine sahip olduğu,
- 0.0013 değeri ile en düşük toplam talep şokları değişkenliğine sahip olan hizmetler sektörünün, 0.474 ile en yüksek enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametre değerine sahip olduğu görülmür.

Tüm bu bulgular altında sektörel toplam talep şokları varyansı arttıkça (azaldıkça), sektörel enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerlerinin azaldığını (arttığını) ortaya koyan EKK analiz sonuçları, orijinal Lucas modeli kapsamında Türkiye ekonomisi için Lucas değişkenlik hipotezinin geçerli olduğunu kanıtlar niteliktedir.

4.3.1.4. Tarım Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli SUR Çözüm Sonuçları

EKK analizi ile ulaşılan sonuçlar, konjonktürel çıktı denkleminin her bir sektör için tek tek tahmininden elde edilmiştir. Bu tahmin yöntemi ister istemez denklemlerin hata terimleri arasındaki eşanlı ilişkilerin göz ardı edilmesine sebebiyet vermektedir. Oysaki mevcut çalışmada Lucas değişkenlik hipotezi geçerliliğinin alt sektörler bazında test ediliyor olması ise sektörel şokların birbiriyle olan ilişkilerinin de uygun tahmin prosedürü altında dikkate alınmasını gerektirir. Bu yöntemsel gerekliliğin doğurmuş olduğu süreçte ise Zellner'in SUR yönteminden yararlanılmıştır. Daha etkin parametre tahminlerinin elde edilmesine imkan tanıyan bu yöntemle birlikte sonuçların tek denklem tahmin yönteminin kullanılmasına duyarlı olup olmadığı da belirlenebilecektir. SUR analizinden elde edilen sonuçlar Tablo 12-14'de sunulmuştur.

Tablo 12’de tarım sektörüne ait orijinal Lucas modelinin SUR yöntemi çözüm sonuçları verilmektedir. Tablodan da görüleceği üzere %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olan enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değeri 0.383’dir. Yine beklentiler doğrultusunda elde edilen sabit terim ve uyarılma parametresi istatistiksel olarak %1 düzeyinde anlamlıdır. Denklemin açıklayıcılık gücü 0.53 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 12: Tarım Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin SUR Çözüm Sonuçları

$y_{c,t}^{TAR} = -0.011 + 0.383 \Delta X_t^{TAR} + 0.721 y_{c,t-1}$		
(0.0028)	(0.0446)	(0.0898)
[-3.8749]***	[8.6066]***	[8.0236]***
$R^2 = 0.53$	$F_{TEST}(WALD) = 97.61^{***}$	$\sigma_{\Delta X}^2_{TAR} = 0.0037$

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. F_{TEST} (WALD) kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

4.3.1.5. Sanayi Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli SUR Çözüm Sonuçları

Sanayi sektörü için SUR tahmininden elde edilen sonuçlar Tablo 13’de gösterildiği gibidir. Konjoktürel çıktı denkleminde yer alan bağımsız değişkenlerin tamamı %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Sabit terim ve uyarılma parametresinin de yine beklenen işaretleriyle ve anlamlı olduğu görülmektedir. Sanayi sektörü için tahmin edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değeri ise 0.390’dır. Bir bütün olarak anlamlı olan regresyonun açıklayıcılık gücü ise 0.44’dür.

Tablo 13: Sanayi Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin SUR Çözüm Sonuçları

$y_{c,t}^{SAN} = -0.013 + 0.390 \Delta X_t^{SAN} + 0.665 y_{c,t-1}$		
(0.0044)	(0.0827)	(0.0895)
[-3.1444]***	[4.7150]***	[7.4264]***
$R^2 = 0.44$	$F_{TEST}(WALD) = 64.79^{***}$	$\sigma_{\Delta X}^2_{SAN} = 0.0015$

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. F_{TEST} (WALD) kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

4.3.1.6. Hizmetler Sektörü İçin Orijinal Lucas Modeli SUR Çözüm Sonuçları

Hizmetler sektörünün konjonktürel çıktı denklemi tahmininden elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değeri 0.444'dür. Denklemden yer alan bağımsız değişkenler hem bireysel hem de bir bütün olarak %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlıdır. Sabit terim beklenildiği gibi sıfırdan küçük, uyarılma parametresinin değeri ise sıfırla bir arasında tahmin edilmiştir.

Tablo 14: Hizmetler Sektörüne Ait Orijinal Lucas Modelinin SUR Çözüm Sonuçları

$$y_{c,t}^{HIZ} = -0.013 + 0.444 \Delta X_t^{HIZ} + 0.799 y_{c,t-1}$$

(0.0047)	(0.0945)	(0.0605)
[-2.8600]***	[4.7057]***	[13.2033]***

$R^2 = 0.74$ $F_{TEST}(WALD) = 177.75^{***}$ $\sigma_{\Delta X}^2 = 0.0013$

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

EKK yöntemi tahminleri ile SUR yöntemleri tahminlerinden elde edilen sonuçlar kıyaslandığında, SUR tahmin yönteminin regresyon katsayıları için gerek t-istatistikleri gerekse F-istatistikleri açısından daha güçlü sonuçlar ortaya koyduğu görülmektedir. Her ne kadar denklemler için hesaplanan R^2 değerleri yöntemler arasında farklılık göstermemiş olsa da elde edilen bu sonuçlarla daha etkin parametre tahminlerinin gerçekleştirildiği söylenebilir.

Tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerine ait konjonktürel çıktı denklemlerinin SUR analizinden elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ($\hat{\pi}$) ile bu sektörler için hesaplanan toplam talep şokları varyansları ($\sigma_{\Delta X}^2$) Tablo 15'de sunulmuştur.

Tablo 15: Ojinal Lucas Modeli SUR Yöntemi Test Sonuçları

Sektörler	Enflasyon-Çıktı Ödünleşme Parametreleri $\hat{\pi}$	Toplam Talep Şokları Varyansı $\sigma_{\Delta X}^2$
TARIM	0.383	0.0037
SANAYİ	0.390	0.0015
HİZMETLER	0.444	0.0013

Tablo 15’den de görüldüğü üzere toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasındaki negatif yönlü ilişki SUR yöntemi sonuçlarıyla da elde edilebilmektedir. Tablo 15 aşağıdaki gibi özetlendiğinde:

- 0.0037 değeri ile en yüksek toplam talep şokları değişkenliğine sahip olan tarım sektörünün, 0.383 ile en düşük enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametre değerine sahip olduğu,
- 0.0015 değeri ile tarım sektörüne ait toplam talep şokları değişkenliğinden (0.0037) daha yüksek fakat hizmetler sektörüne ait toplam talep şokları değişkenliğinden (0.0013) daha düşük şok değişkenliğine sahip olan sanayi sektörünün, 0.390 olarak elde edilen enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametre değeri ile tarım sektöründen daha yüksek (0.383), hizmetler sektöründen ise daha düşük (0.444) bir enflasyon-çıktı ödünleşmesi değerine sahip olduğu,
- 0.0013 değeri ile en düşük toplam talep şokları değişkenliğine sahip olan hizmetler sektörünün, 0.444 ile en yüksek enflasyon-çıktı ödünleşmesi parametre değerine sahip olduğu görülür.

Tüm bu bulgular altında sektörlere ait toplam talep şokları varyansının arttıkça (azaldıkça), sektörlere ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerlerinin azaldığını (arttığını) ortaya koyan SUR analizi bulguları, orijinal Lucas modeli kapsamında Türkiye ekonomisi için Lucas değişkenlik hipotezinin geçerli olduğunu kanıtlar nitelikte sonuçlar ortaya koymuştur.

4.3.2. Froyen ve Waud Modeli Bulguları

Froyen ve Waud (1980), Lucas değişkenlik hipotezinin ampirik bağlamda test edilebilir üç hipotezinin³³ olduğunu ortaya koydukları çalışmalarında, bu hipotezlerden sadece enflasyon-çıkıtı ödünleşme parametresi ile fiyatlar genel düzeyindeki değişmelerin varyansı arasında negatif yönlü bir ilişki olduğunu savunan üçüncü hipotezin geçerli olduğuna dair bulgulara ulaşmışlardır. Bunun üzerine Lucas modelinin temel varsayımlarının talep şoklarının yanı sıra arz şoklarını da içeren bilgi yapısı kapsamında yeniden gözden geçirilmesi gerektiğini savunan Froyen ve Waud, ele aldıkları dönemde meydana gelen fiyat ve nominal gelir hareketleri farklılıklarının talep şoklarından ziyade arz şoklarıyla daha iyi açıklanabileceğini vurgulamışlardır. Bu bağlamda orijinal Lucas modelini arz şoklarıyla genişleten yazarlar Lucas değişkenlik hipotezinin bu yeni spesifikasyon altında test edilmesi gerektiğini savunmuşlardır.

Froyen ve Waud modelinin test edilmesine imkan tanıyan model (80) numaralı denklemlerle ifade edildiği gibidir:

$$y_{c,t} = \beta_0 + \pi \Delta X_t - \beta_1 \mu_t - \beta_2 \sigma_{\Delta P,t}^2 + \lambda y_{c,t-1} \quad (80)$$

Lucas modeli ile Froyen ve Waud modeli arasındaki temel farklılık ise konjonktürel çıkıtı değişkenine etki eden faktörlerden kaynaklanmaktadır. Lucas modelinde çıkıtının trendden sapmasına toplam talep şokları (ΔX_t) neden olurken, Froyen ve Waud modelinde çıkıtının trendden sapması iki faktörden kaynaklanmaktadır. Bunlardan ilki; toplam talep (ΔX_t) ve toplam arz şoklarının (μ_t) konjonktürel dalgalanmalara neden olduğu çıkıtı sapmalarıdır. İkincisi ise toplam talep ve/veya toplam arz değişkenliğinin yarattığı enflasyon değişkenliğinin ($\sigma_{\Delta P}^2$) çıkıtının doğal oranı üzerindeki etkisinden kaynaklanan çıkıtı sapmalarıdır. Modelin parametreleri için beklenen değerler ise sırasıyla $\pi > 0$, β_0 , β_1 , $\beta_2 < 0$ ve $0 < \lambda < 1$ 'dir.

Orijinal Lucas modelinin yanı sıra Froyen ve Waud modeli kapsamında değişkenlik hipotezi geçerliliğinin, ekonominin alt sektörleri bazında sınındığı bu çalışmada gerek toplam talep ve arz şoklarının gerekse enflasyon değişkenliğinin tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri çıktıları üzerinde reel bir etkiye sahip olup olmadığı araştırılmıştır. Bu bağlamda biri ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksi ($\mu_t^{ENERJİ}$) diğeri ise dolar kuru (μ_t^{DKUR}) olmak üzere birbirine alternatif iki dışsal şok değişkeninden yararlanılmıştır. Toplam talep şoklarında da olduğu gibi, ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksi ile dolar kurunun logaritmik farkları arz şoklarını temsil etmektedir. Modeldeki

³³ Hipotezler ayrıntılı bir şekilde birinci bölümde verildiğinden burada tekrardan detaylandırılmamıştır; bakınız 1.3 nolu başlık.

enflasyon değişkenliği ($\sigma_{\Delta P}^2$) ise logaritmik TÜFE serisinin birinci devresel farkının dört ve sekiz dönemlik hareketli varyansları hesaplanarak oluşturulmuştur.

4.3.2.1 Tarım Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli EKK Yöntemi Çözüm Sonuçları

(80) numaralı model tarım sektörü için ifade edildiğinde (81) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$y_{c,t}^{TAR} = \beta_0 + \pi \Delta X_t^{TAR} - \beta_1 \mu_t - \beta_2 \sigma_{\Delta P,t}^2 + \lambda y_{c,t-1} \quad (81)$$

Toplam arz şoku değişkeni olarak ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksinin ($\mu_t^{ENERJİ}$) dört dönemlik hareketli varyansının dikkate alınması³⁴ durumunda test edilen modelin sonuçları Tablo 16'da sunulmuştur.

Tablo 16: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)

$y_{c,t}^{TAR} = -0.005 + 0.369 \Delta X_t^{TAR} + 0.005 \mu_t^{ENERJİ} - 85.155 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.660 y_{c,t-1}$				
(0.0038)	(0.0506)	(0.0197)	(44.579)	(0.1008)
[-1.495]	[7.286]***	[0.288]	[-1.910]*	[6.554]***
$R^2 = 0.55 \quad F_h = 17.098^{***}$				
$LM_{(1)} : 1.876 \quad LM_{(4)} : 6.099$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 16'da arz şoku olarak ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksinin kullanılması ile elde edilen sonuçlar, tarım sektörü konjonktürel çıktısını arz şoklarından daha ziyade talep şokları ve talep ve/veya arz değişkenliğinin yarattığı enflasyon değişkenliğinin açıklayabildiğini göstermiştir. Arz şoku değişkeni katsayısı pozitif ve istatistiksel olarak anlamlı değildir. Buna karşın talep şokları ve enflasyon değişkenliği katsayıları istatistiksel olarak anlamlı ve beklentiler doğrultusunda elde edilmiştir. Bu durumda arz şoklarının tarım sektörü reel çıktısı üzerinde herhangi bir etkisinin olmadığını söylemek hiç de yanlış olmayacaktır. Ardışık bağımlılık problemi içermeyen denklemin açıklayıcılık gücü ise 0.55 olarak hesaplanmıştır.

³⁴ Sekiz dönemlik hareketli varyansın dikkate alınması ile oluşturulan enflasyon değişkenliği değişkeni için elde edilen çözüm sonuçları ekler kısmında yer almaktadır.

Arz şokları için dolar kuru (μ_t^{DKUR}) değişkeninin dikkate alınması durumunda ise tarım sektörü için elde edilen tahmin sonuçları Tablo 17’de sunulmuştur.

Tablo 17: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku)

$y_{c,t}^{TAR} = -0.005 + 0.373 \Delta X_t^{TAR} + 0.021 \mu_t^{DKUR} - 89.494 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.660 y_{c,t-1}$				
(0.0038)	(0.0505)	(0.0431)	(45.692)	(0.1006)
[-1.525]	[7.389]***	[0.509]	[-1.958]**	[6.566]***
$R^2 = 0.55$ $F_h = 17.197^{***}$				
$LM_{(1)}: 1.719$ $LM_{(4)}: 6.536$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 17’de özetlenen tahmin sonuçları, ham petrol ve doğal gaz fiyatları şoklarının kullanılması durumunda tarım sektörü için elde edilen sonuçların, arz şoku olarak dolar kuru şoklarının kullanılması durumunda da değişmediğini açık bir şekilde ortaya koymuştur. Şöyle ki arz şoku katsayısı pozitif olmakla beraber anlamlı değildir. Talep şoklarının konjonktürel çıktı üzerinde etkili olduğunu gösteren parametre değeri ise beklentiler doğrultusunda 0.373 olarak elde edilmiştir. Yine aynı şekilde negatif olması beklenen enflasyon değişkenliği katsayısı %5 düzeyinde anlamlıdır. Ardışık bağımlılık problemi içermeyen tarım sektörü konjonktürel çıktı denkleminin bir bütün olarak anlamlı olduğu ise %1 düzeyinde anlamlı olan F-istatistiğinden görülmektedir.

Elde edilen tüm bu bulgular, tarım sektörü için çıktının trendden sapmasına arz şoklarının hiçbir etkisi olmadığını kanıtlamakla birlikte çıktıdaki değişmelerin daha çok talep şoku ve enflasyon değişkenliği ile açıklanabildiğini göstermiştir.

4.3.2.2. Sanayi Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli EKK Yöntemi Çözüm Sonuçları

(80) numaralı model sanayi sektörü için aşağıdaki gibi ifade edilirse (82) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$y_{c,t}^{SAN} = \beta_0 + \pi \Delta X_t^{SAN} - \beta_1 \mu_t - \beta_2 \sigma_{\Delta P,t}^2 + \lambda y_{c,t-1} \quad (82)$$

Tarım sektörü konjonktürel çıktı denklemi için izlenen ekonometrik sürecin aynısı sanayi sektörü içinde uygulandığında modelden elde edilen sonuçlar Tablo 18'deki gibi karşımıza çıkmaktadır.

Tablo 18: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)

$y_{c,t}^{SAN} = -0.007 + 0.516 \Delta X_t^{SAN} - 0.028 \mu_t^{ENERJİ} - 158.210 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.606 y_{c,t-1}$				
(0.0051)	(0.0928)	(0.0254)	(50.401)	(0.099)
[-1.384]	[5.557]***	[-1.133]	[-3.139]***	[6.106]***
<hr/>				
$R^2 = 0.52$	$F_h = 15.327^{***}$			
$LM_{(1)} : 0.059$	$LM_{(4)} : 0.572$			

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Sanayi sektörü için elde edilen sonuçlar, konjonktürel çıktıdaki değişmelerin tarım sektöründe de olduğu gibi hem talep şokları hem de enflasyon değişkenliği ile açıklanabildiğini göstermiştir. Talep şokları ile enflasyon değişkenliğine ait parametrelerin her ikisi de beklenen işaretler doğrultusunda anlamlı olarak tahmin edilmiştir. Ancak katsayı işareti açısından beklentiyi karşılayan enerji fiyat şoklarının istatistiksel olarak anlamlı olmadığı elde edilen bulgular arasındadır. Açıklayıcılık gücünün 0.52 olarak hesaplandığı sanayi sektörü konjonktürel çıktı denkleminde ardışık bağımlılık probleminde rastlanmamıştır.

Sanayi sektörü konjonktürel çıktısını arz şokları kapsamında etkileyebileceği düşünülen dolar kuru şokları ile elde edilen Tablo 19'daki sonuçlar yine arz şoklarının konjonktürel çıktı üzerinde herhangi bir etkiye sahip olmadığını kanıtlar niteliktedir. Tahmin edilen arz şoku parametresi istatistiksel olarak anlamlı değildir. Buna karşın toplam talep şokları ile enflasyon değişkenliği parametrelerinin %1 düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu tablodan görülmektedir.

**Tablo 19: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku)**

$y_{c,t}^{SAN} = -0.006 + 0.467 \Delta X_t^{SAN} + 0.0002 \mu_t^{DKUR} - 165.29 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.581 y_{c,t-1}$				
(0.0051)	(0.0848)	(0.0510)	(52.173)	(0.098)
[-1.178]	[5.507]***	[0.005]	[-3.168]***	[5.916]***
$R^2 = 0.51$ $F_h = 14.663^{***}$				
$LM_{(1)} : 0.039$ $LM_{(4)} : 3.077$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Sanayi sektörü için elde edilen bulgular genel olarak değerlendirildiğinde ise sanayi sektörü çıktısının trendden sapmasında talep şokları ile enflasyon değişkenliğinin etkin bir rol oynadığı söylenebilir.

4.3.2.3. Hizmetler Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli EKK Yöntemi Çözüm Sonuçları

(80) numaralı model hizmetler sektörü için yeniden ifade edildiğinde (83) numaralı eşitliğe ulaşılır.

$$y_{c,t}^{HIZ} = \beta_0 + \pi \Delta X_t^{HIZ} - \beta_1 \mu_t - \beta_2 \sigma_{\Delta P,t}^2 + \lambda y_{c,t-1} \quad (83)$$

Son olarak Froyen ve Waud modeli hizmetler sektörü için sınıandığında Tablo 20'deki bulgulara ulaşılır. Talep şoku ile enflasyon değişkenliği katsayılarının istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilen denklemin arz şoku değişkeninin beklenen işarete sahip olmasına rağmen anlamsız olduğu görülmüştür. Konjonktürel çıktının arz şoklarından ziyade talep şokları ve enflasyon değişkenliğiyle açıklandığı modelin açıklayıcılık gücü yüksek ve F-istatistik değeri %1 düzeyinde anlamlıdır.

Tablo 20: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)

$$y_{c,t}^{HİZ} = -0.011 + 0.568 \Delta X_t^{HİZ} - 0.0022 \mu_t^{ENERJİ} - 125.74 \sigma_{\Delta P,t}^2(4) + 0.837 y_{c,t-1}$$

(0.0053)	(0.1067)	(0.0263)	(63.459)	(0.068)
[-2.091]**	[5.328]***	[-0.865]	[-1.981]**	[12.181]***

$R^2 = 0.74$ $F_h = 41.18^{***}$

$LM_{(1)} : 5.623^{**}$ $LM_{(4)} : 8.149$

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Arz şoku olarak dolar kurundaki değişimler dikkate alındığında ise sonuçların daha önce elde edilenlere kıyasla büyük oranda değiştiği gözlenmiştir. Tablo 21’de hizmetler sektörü için elde edilen bulgular incelendiğinde enflasyon değişkenliğinin konjonktürel çıktı üzerindeki etkisini kaybettiği görülmektedir. Her ne kadar ilgili değişken katsayısının işareti beklentiler doğrultusunda tahmin edilmiş olsa da istatistiksel olarak anlamlı değildir. Burada dikkati çeken çok önemli bir nokta vardır ki o da dolar kuru değişimleriyle temsil edilen arz şoklarının hizmetler sektörü konjonktürel çıktısı üzerinde istatistiksel olarak da doğrulanmış bir etkiye sahip olmasıdır. % 5 düzeyinde anlamlı olan dolar kuru şokları değişkenin katsayısı da beklentileri sağlayacak şekilde negatiftir. Tüm bunların yanı sıra konjonktürel çıktıyı açıklayan bir diğer değişkenin talep şokları olduğunu da belirtmekte fayda vardır.

Tablo 21: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku)

$$y_{c,t}^{HİZ} = -0.012 + 0.591 \Delta X_t^{HİZ} - 0.142 \mu_t^{DKUR} - 76.571 \sigma_{\Delta P,t}^2(4) + 0.868 y_{c,t-1}$$

(0.0051)	(0.1000)	(0.0570)	(64.118)	(0.066)
[-2.385]**	[5.908]***	[-2.496]**	[-1.194]**	[12.977]***

$R^2 = 0.76$ $F_h = 46.51^{***}$

$LM_{(1)} : 3.393^*$ $LM_{(4)} : 5.131$

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Hizmetler sektörü için bir değerlendirme yapıldığında ise ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksi ile temsil edilen arz şoklarının konjektürel çıktı üzerinde herhangi bir etkisi olmadığı sonucuna varılmıştır. Bu modelde konjektürel çıktı talep şokları ve enflasyon değişkenliği tarafından belirlenmektedir. Ancak arz şoku olarak dolar kuru şokları dikkate alındığında ise enflasyon değişkenliğinin konjektürel çıktı üzerindeki etkisini kaybettiği ve dolar kuru şoklarının talep şoklarıyla birlikte konjektürel çıktının açıklanmasında önemli bir rol oynadığı görülmektedir.

4.3.2.4. Tarım Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli SUR Çözüm Sonuçları

Tablo 22’de tarım sektörüne ait Froyen ve Waud modelinin SUR yöntemi çözümünden elde edilen sonuçlar yer almaktadır. Arz şoku katsayısı pozitif olmakla birlikte istatistiksel olarak anlamsızdır. Konjektürel çıktı yine tarım sektörü için talep şokları ve enflasyon değişkenliği tarafından açıklanmaktadır. Bir bütün halinde anlamlı olan denklemin açıklayıcılık gücü 0.55’dir.

Tablo 22: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)

$y_{c,t}^{TAR} = -0.005 + 0.385 \Delta X_t^{TAR} + 0.005 \mu_t^{ENERJİ} - 87.257 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.723 y_{c,t-1}$				
(0.0036)	(0.0470)	(0.0188)	(42.632)	(0.0937)
[-1.627]*	[8.197]***	[0.268]	[-2.046]**	[7.713]***
$R^2 = 0.55$ $F_{TEST}(WALD) = 89.92^{***}$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

Arz şoklarını temsilen modele dahil edilen dolar kuru şokları bir önceki modelde tespit edilen konjektürel çıktı belirleyicilerinin değişmesine imkan tanımamıştır. Şöyle ki, Tablo 23’de yer alan denklemden elde edilen parametre tahminlerinden arz şoku dışındakilerin tamamı istatistiksel olarak anlamlı olma özelliği taşımaktadır. Beklenilenin aksine pozitif tahmin edilen dolar kuru şokları parametresi ise istatistiksel olarak anlamsızdır. Dolayısıyla tarım sektörü çıktısının trendden sapmasına neden olan değişkenlerin talep şokları ile enflasyon değişkenliği olduğunu söylemek hiçte yanlış olmayacaktır.

Tablo 23: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku)

$y_{c,t}^{TAR} = -0.006 + 0.391 \Delta X_t^{TAR} + 0.021 \mu_t^{DKUR} - 92.227 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.720 y_{c,t-1}$				
(0.0036)	(0.046)	(0.041)	(43.670)	(0.093)
[-1.669]*	[8.354]***	[0.532]	[-2.211]**	[7.712]***
$R^2 = 0.55$ $F_{TEST}(WALD) = 90.91^{***}$				

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

4.3.2.5. Sanayi Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli SUR Çözüm Sonuçları

Sanayi sektörü konjktürel çıktı denklemi incelendiğinde ise ham petrol ve doğal gaz fiyatları ile temsil edilen arz şoklarının beklenen işaretiyle ancak anlamsız olarak tahmin edildiği Tablo 24'den görülmektedir. Talep şoklarının ve enflasyon değişkenliğinin ise beklenen işaretleriyle birlikte istatistiksel olarak anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Bir bütün olarak anlamlı olan regresyon katsayılarının denklemi açıklayıcılık gücü ise 0.52 olarak hesaplanmıştır. Bu bağlamda sanayi sektörü konjktürel çıktısının yine talep şokları ve enflasyon değişkenliği tarafından açıklandığının altının çizilmesinde fayda vardır.

Tablo 24: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku)

$y_{c,t}^{SAN} = -0.005 + 0.480 \Delta X_t^{SAN} - 0.002 \mu_t^{ENERJİ} - 160.99 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.666 y_{c,t-1}$				
(0.0048)	(0.0861)	(0.0242)	(48.232)	(0.0915)
[-1.231]	[5.580]***	[-1.072]	[-3.337]***	[7.278]***
$R^2 = 0.52$ $F_{TEST}(WALD) = 73.78^{***}$				

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

Sanayi sektörü için modele ham petrol ve doğal gaz fiyatları yerine dolar kuru şoklarının eklenmesi ise Tablo 24'de elde edilen bulgular üzerinde herhangi bir değişikliğin olmasına sebebiyet vermemiştir. Tablo 25'den de açıkça görülmektedir ki sanayi sektörü için çıktının trendden sapmasına neden olan değişkenler talep şokları ve enflasyon değişkenliğidir. Arz şoklarının konjktürel çıktı üzerinde herhangi bir etkisine rastlanmamıştır.

**Tablo 25: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku)**

$y_{c,t}^{SAN} = -0.005 + 0.434 \Delta X_t^{SAN} + 0.009 \mu_t^{DKUR} - 170.30 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.655 y_{c,t-1}$				
(0.0048)	(0.0786)	(0.0487)	(49.909)	(0.0906)
[-1.035]	[5.528]***	[0.190]	[-3.412]**	[7.230]***
$R^2 = 0.50$ $F_{TEST}(WALD) = 73.35^{***}$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

4.3.2.6. Hizmetler Sektörü İçin Froyen ve Waud Modeli SUR Çözüm Sonuçları

Hizmetler sektörünün konjonktürel çıktı denkleminin SUR tahmininden elde edilen katsayılar incelendiğinde tüm parametrelerin beklenen işarete sahip olduğu Tablo 26'dan görülmektedir. Ancak arz şokları her ne kadar negatif olarak tahmin edilmişse de istatistiksel olarak anlamlı değildir. Sırasıyla %1 ve %5 düzeyinde anlamlı olan talep şokları ve enflasyon değişkenliği ise yine konjonktürel çıktının en önemli belirleyicisi olmaktadır. Yüksek açıklayıcılık gücüne sahip olan regresyon denkleminin bir bütün olarak anlamlı olduğu hesaplanan F-istatistiği ile doğrulanmaktadır.

**Tablo 26: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Enerji Şoku)**

$y_{c,t}^{HIZ} = -0.008 + 0.496 \Delta X_t^{HIZ} - 0.017 \mu_t^{ENERJI} - 115.3629 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.814 y_{c,t-1}$				
(0.0057)	(0.0988)	(0.0256)	(55.3095)	(0.0662)
[-1.401]	[5.023]***	[-0.662]	[-2.085]**	[12.286]***
$R^2 = 0.74$ $F_{TEST}(WALD) = 171.20^{***}$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

Arz şoku olarak dolar kuru şoklarının dikkate alınmasıyla birlikte ilk defa konjonktürel çıktı üzerinde bir etki yaratmayı başarabilen arz şokları SUR yöntemi altında da negatif ve istatistiksel olarak anlamlı olma özelliğini korumaktadır. Hatta Tablo 27'den de görüleceği üzere hizmetler sektörü konjonktürel çıktı denkleminde tahmin edilen parametrelerin tamamı hem bireysel olarak hem de bir bütün olarak anlamlıdır. Bu durumda SUR çözümünden elde edilen sonuçlarla birlikte

çıktının trendden sapmasının talep şokları ile enflasyon değişkenliğinin yanı sıra arz şoklarıyla da açıklanabileceği söylenebilir.

**Tablo 27: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku)**

$y_{c,t}^{HiZ} = -0.009 + 0.544 \Delta X_t^{HiZ} - 0.139 \mu_t^{DKUR} - 83.173 \sigma_{\Delta P,t}^2 + 0.848 y_{c,t-1}$				
(0.0054)	(0.0903)	(0.0535)	(53.722)	(0.0639)
[-1.703]*	[5.845]***	[-2.606]***	[-1.548]*	[13.264]***
<hr/>				
$R^2 = 0.76$	$F_{TEST}(WALD) = 198.24^{***}$			

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

SONUÇ VE ÖNERİLER

Phillips eğrisi, iktisat literatüründe reel ve nominal değişkenler arasında kurduğu temel ilişkiler sebebiyle halen daha sıkça tartışılma özelliği gösteren konuların en başında gelmektedir. Yaşanılan her ekonomik süreçle birlikte bir değişime uğraması ve her sürece bir açıklama getirmeye çalışması ise bu eğriye iktisat politika uygulamalarını analiz etmede önemli bir araç olma özelliği kazandırmaktadır. Enflasyon-çıktı ödünleşmesi olarak da bilinen Phillips eğrisi her ne kadar yıllar boyunca değişim göstermiş olsa da temelinde hep enflasyon dinamiklerinin arkasındaki güçlerin ne olduğu sorusuna cevap aramaktadır. Bu bağlamda enflasyon ile çıktı arasındaki fonksiyonel ilişkinin hem kısa hem de uzun dönemde negatif ve istikrarlı olduğunu savunan orijinal Phillips eğrisi, zaman içerisinde değişen dinamiklere ayak uydurarak kendi içindeki dinamizmini hiçbir zaman kaybetmemiştir.

Tüm bunlarla birlikte 1960'lı yılların sonlarında yaşanan stagflasyon sürecine, enflasyon ve çıktı arasında istikrarlı bir ilişkinin olduğunu savunan orijinal Phillips eğrisinin bir açıklama getirememesi, Phillips eğrisinin şeklini hedef alan tartışmaları da beraberinde getirerek bahsi geçen dinamizm içinde bir kırılımın ortaya çıkmasına neden olmuştur. Bu doğrultuda beklentilerin Phillips eğrisi analizine dahil edilmesinin bu kırılımın en büyük belirleyicisinin olduğunu ifade etmek ve beklentilerle genişletilmiş Phillips eğrisinin orijinal Phillips eğrisinin öngörülerini ve sonuçlarını temelden değiştirdiğini söylemek hiç de yanlış olmayacaktır. Beklenen enflasyonun Phillips eğrisi analizine dahil edilmesi kısa dönemde enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanıyan ancak uzun dönemde bu ödünleşmeden bahsetmenin mümkün olamayacağı bir ayrım da beraberinde getirmiş ve alternatif Phillips eğrilerinin varlığından söz edilmesine olanak tanımıştır. Ancak 1973 yılında Lucas tarafından Phillips eğrisi özelinde yapılan eleştiri ise, beklenen toplam talep politikalarının uygulanmasıyla birlikte rasyonel beklentilere sahip ekonomik bireyler tarafından hem kısa hem de uzun dönemde enflasyon-çıktı ödünleşmesinin gerçekleşmesine imkan tanınmayacağını açık bir biçimde vurgulamıştır. Ayrıca üreticilerin kendi ürün fiyatına sahipken eşanlı olarak satın aldıkları ürünlerin fiyatlarını gözlemleyememeleri, rasyonel beklentilere sahip bu bireylerin tam bir bilgiye sahip olamamalarına neden olmaktadır. Dolayısıyla eksik bilgi modelinin anahtar bir varsayım görevi üstlendiği bu noktada bireyler bir sinyal çıkarım problemi ile karşı karşıya kalacaklardır ve böyle geçici bir karışıklık durumunda Lucas, enflasyon-çıktı ödünleşmesinin ancak ve ancak üreticilerin, görelî fiyatların sadece kendi lehlerine hareket ettiğini görmeleri durumunda gerçekleşeceğini savunmuştur. Ayrıca Lucas tipi Phillips eğrisinin orijinal Phillips eğrisinden, toplam talep politikalarının artan değişkenliğinin fiyatlar genel düzeyi değişkenliğine sirayet etmesinden kaynaklanan temel bir farklılığı mevcuttur. Lucas'a göre fiyatlar

genel düzeyindeki deęişkenlik arttıkça Phillips eğrisi daha dik bir konuma gelecek ve ödünleşme parametresinin değeri sıfıra yaklaşacaktır. Phillips eğrisi üzerindeki enflasyon-çıktı ödünleşmesinin izlenen toplam talep politikalarından bağımsız olmadığı temeline dayanan ve toplam talep şoklarının varyansı arttıkça enflasyon-çıktı ödünleşme parametresinin değerinin azalacağını öngören bu negatif ilişki Lucas deęişkenlik hipotezi olarak adlandırılmaktadır.

1980’li yıllarda literatürde sıkça tartışılan bir konu olma özellięi taşıyan Lucas deęişkenlik hipotezi ne yazık ki 2000’li yıllara gelindiğinde popülaritesini kaybetmiş gibi gözükmektedir. Özellikle Türkiye özelinde yapılan çalışmalar incelendiğinde ise deęişkenlik hipotezini konu alan çalışmaların sayısının oldukça az olduğu da dikkatlerden kaçmamakla birlikte hipotezin veri yetersizlięi sebebiyle hiçbir çalışmada alt sektörler bazında ele alınmadığı görülmüştür. Bununla birlikte Türkiye ekonomisi 2001 yılında uygulamaya koyulan Güçlü Ekonomiye Geçiş programı ile birlikte sistematik davranış gerektiren iktisat politika uygulamalarını benimseyen bir tutarlılık sergilemeyi amaç edinmiştir. Bu amaç doğrultusunda temel hedef fiyat istikrarının sağlanmasıdır. Amaçlanan bu hedefin doğal bir sonucu olarak ise toplam talep şoklarındaki deęişkenlięin ve dolayısıyla fiyatlar genel düzeyindeki deęişkenlięin azalması beklenmektedir. Lucas deęişkenlik hipotezine göre Phillips eğrisi üzerindeki enflasyon-çıktı ödünleşmesinin uygulanan toplam talep politikalarındaki deęişkenlikten bağımsız olarak düşünölemeyeceęi gerçeęi ise sektörler bazında uygulanan toplam talep politikalarının reel ekonomik deęişkenler üzerinde herhangi bir etkiye sahip olup olmadığı sorusuna da cevap aramayı gerektirmiştir. Bunun yanı sıra en az toplam talep şokları kadar arz şoklarının da çıktı üzerinde reel bir etkiye sahip olup olmadığı sorusu özellikle Türkiye gibi hem dış finansman ihtiyacı hem de enerjide ithal bağımlılıęı yüksek ölkeler için çok önemlidir. Ancak Türkiye özelinde ki ampirik çalışmalar incelendiğinde arz şoklarını dikkate alan çalışma sayısının oldukça az olduğu dikkati çekmektedir. Bu bağlamda çalışmanın amacı, Türkiye ekonomisinde 2003-2018 dönemi için Lucas deęişkenlik hipotezinin geçerlilięini sektörler arası karşılaştırmalı olarak hem orijinal Lucas modeli hem de arz şoklarıyla genişletilmiş Froyen ve Waud test prosedürünü kullanarak ortaya koymaktır. Tüm bu kapsam çerçevesinde çalışma şu üç soruya yanıt aramaktadır: (i). Türkiye ekonomisinin tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerinin çıktı ve işsizlik gibi (bu çalışmada her bir sektörün konjonktürel çıktısı ile temsil edilmiştir) deęişkenleri üzerinde şok politika uygulamaları reel bir etki yaratabilmekte midir? (ii). Stokastik şokların kovaryans yapısı ile açıklanan ve toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında negatif yönlü bir ilişkinin varlığını öngören Lucas deęişkenlik hipotezi Türkiye ekonomisinin tarım, sanayi ve hizmetler sektörleri bazında karşılaştırmalı olarak ortaya koyulabilmekte midir? (iii). Enerji fiyatları ve döviz kuru şoklarıyla temsil edilen toplam arz şoklarının Türkiye ekonomisinin ana sektörlerinin reel çıktıları üzerinde herhangi bir etkisi mevcut mudur?

Çalışmada öncelikle analizler orijinal Lucas modeli için gerçekleştirilmiştir. Bu bağlamda tek denklem çözümünden elde edilen EKK yöntemi bulguları tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerinin

herbirinin reel çıktı değişkenlerinin şok politika uygulamalarından etkilendiği önermesinin enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri bağlamında geçerli olduğunu hem istatistiksel anlamlılık hem de model kısıtları çerçevesinde doğrulamıştır. Bunun yanı sıra analizde hipotezin alt sektörler bazında karşılaştırılmalı olarak ele alınması ise bir başka soruyu da beraberinde getirmiştir; sektörlere ait konjonktürel çıktı denklemleri sağ tarafta yer alan bağımsız değişkenler yönünden her ne kadar ilişkili olmasalar bile bu denklemlerin hata terimleri arasında herhangi bir ilişki mevcut mudur? Bu sorudan yola çıkarak analizde Zellner'in Görünürde İlişkisiz regresyon (SUR) yönteminden yararlanılarak hem ardışık hem de sektörler arası bağımlılık problemlerinin dikkate alınması sağlanmış ve daha etkin parametre tahminleri gerçekleştirilmiştir.

Orijinal Lucas modeli için gerçekleştirilen SUR analizi sonuçları ise yine aynı şekilde EKK yöntemiyle paralellik göstermiş ve incelenen dönem itibariyle toplam talep politikalarının sektörlerin reel değişkenleri üzerinde etkili olduğunu göstermiştir. Dolayısıyla saptanan reel etkilerin doğrudan sektörlere ait enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri ile ilişkili olduğunu söylemek yanlış olmayacaktır.

Çalışmada Lucas değişkenlik hipotezinin toplam talep şokları varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi arasında öngördüğü negatif yönlü ilişki ise Lucas'ın 1973 yılı çalışmasında kullandığı metodoloji kapsamında ele alınmış ve sektörler arası karşılaştırmalı olarak yakalanmaya çalışılmıştır. Bu bağlamda öncelikle EKK yöntemi altında her bir sektöre ait konjonktürel reel çıktı denklemleri tahmin edilerek enflasyon-çıktı ödünleşme parametre tahminleri gerçekleştirilmiştir. Elde edilen sonuçlar en yüksek toplam talep şokları varyansına sahip olan tarım sektörünün en düşük enflasyon-çıktı ödünleşme parametresi değerine sahip olduğunu, en düşük toplam talep şokları varyansı değerine sahip hizmetler sektörünün ise en yüksek ödünleşme parametresi değerine sahip olduğunu göstermiştir. Şöyleki istikrarlı toplam talep politikalarının izlendiği ve bunun doğal bir sonucu olarak daha düşük toplam talep şokları varyansına sahip olan hizmetler sektörünün enflasyon-çıktı ödünleşme parametre değeri beklenildiği gibi en yüksek, özellikle ele alınan dönem boyunca istikrarsız toplam talep politikalarının izlendiği ileri sürülen tarım sektörünün ise en düşük ödünleşme parametresi değerine sahip olduğu sektörler arası karşılaştırmalı olarak ortaya koyulan sonuçlar arasındadır. Elde edilen tüm bu bulgular, stokastik şokların kovaryans yapısı tarafından açıklanan Lucas değişkenlik hipotezinin Türkiye ekonomisi için geçerli olduğunu kanıtlar niteliktedir. Toplam talep şoklarının varyansı ile enflasyon-çıktı ödünleşme parametreleri arasındaki sektörler arası karşılaştırmalı olarak ortaya koyulan negatif yönlü bu ilişkinin varlığı yine SUR yöntemiyle elde edilen bulgularla da desteklenmiştir.

Çalışmanın son aşamasında arz şoklarıyla genişletilmiş Froyen ve Waud test prosedürü altında toplam talep şoklarının yanı sıra enerji fiyatları ve döviz kuru şoklarıyla temsil edilen toplam arz şoklarının ekonominin ana sektörlerinin çıktıları üzerinde reel bir etkiye sahip olup olmadığı sorusu üzerine yoğunlaşmıştır. Bu bağlamda enerji fiyat şokları ve döviz kuru şokları

olmak üzere iki farklı şok ölçütü kullanılmıştır. Arz şoku ölçütlerinden ilki, yurt içi fiyat endeksi içerisinde bulunan ham petrol ve doğal gaz fiyat endeksi kaleminin logaritmik farkı ile temsil edilmiştir. İkinci arz şoku ise dolar kurunun logaritmik farkı alınarak oluşturulmuştur. Enerji fiyat şokları için hem EKK hem de SUR yönetimden elde edilen bulgular, tarım, sanayi ve hizmetler sektörlerinin konjonktürel çıktıları üzerinde arz şoklarının hiçbir reel etkiye sahip olmadığını buna karşın değişkenlik hipotezinin yine sadece talep şokları için doğrulanabildiğini göstermiştir. Dolar kuru şokları kullanılarak yeniden ele alınan arz şokları Froyen ve Waud modeli için kısmen de olsa daha farklı sonuçlar ortaya koymuştur. Bu bağlamda dolar kuru şoklarının, tarım ve sanayi sektörlerinin çıktıları üzerinde herhangi bir etkisine rastlanmazken, sadece hizmetler sektörünün konjonktürel çıktısı üzerinde reel bir etki yaratabildiği sonucuyla karşılaşılmıştır. Dolar kuru şoklarıyla temsil edilen Froyen ve Waud modeli için elde edilen bulgular doğrultusunda hipotezin hizmetler sektörü için hem talep hem de arz şoklarıyla doğrulandığını söylemek hiç de yanlış olmayacaktır. Ancak şunu da belirtmekte fayda vardır ki Türkiye ekonomisinde döviz kurunun enflasyona geçişkenliğinin yüksek olduğu vurgusu ele alınan dönem boyunca sıkça yapılmıştır. Bu geçişkenlik beraberinde şu soruyu da getirmektedir: acaba dolar kuru değişimleri etkisini direk olarak fiyatlar genel düzeyi üzerinden toplam talep şoklarına yansıtılabilmekte midir? Böyle bir yansımanın olası olması durumu ise tarım ve sanayi sektörlerinin dolar kuru şokları ile temsil edilen dışsal şoklara entegre olamamasının bir nedeni olarak düşünülebilir.

Aslında dolar kuru şokları için elde edilen tüm bu bulgular ele alınan dönem itibariyle önceleri düşük bir seyir izleyen ancak 2013 yılının ikinci çeyreğinden itibaren büyük ölçüde artış trendine giren dolar kuru için şaşırtıcı olmamalıdır. Çünkü mevcut tez kapsamında ele alınan dönemde özellikle önceleri düşük seyreden dolar kurunun hem yurt içi hem de yurt dışı borçlanma maliyetlerini büyük ölçüde azaltmış olması, tarım ve sanayi sektörlerinden daha çok hizmetler sektörünün dolar kuru cinsinden kredi borçlarının büyük ölçüde artmış olduğunu göstermektedir. 2004-2018 dönemi istatistikleri incelendiğinde ise özellikle sanayi sektörünün dış borcunda meydana gelen artışın hizmetler sektöründe meydana gelen borç artışının çok büyük ölçüde gerisinde kaldığı gözlenmektedir. Bu durum hizmetler sektörünün sanayi sektörüne kıyasla dış şoklara karşı daha hassas bir yapıya sahip olması gerektiğini kanıtlar niteliktedir. GSYİH içinde en büyük paya sahip olan hizmetler sektörü içindeki kalemler incelendiğinde ise özellikle otoyol, köprü ve son yıllarda sıkça gündemde olan havalimanı projelerinin bu borçlanmaya kaynaklık ettiği gözlenmektedir. Bu kalemlere ek olarak Türkiye ekonomisi hizmetler sektörü içinde çok önemli bir yeri olan turizm sektörünün de hizmetler sektörünün dolar kuruna olan bu hassasiyetinde önemli bir payının olduğunu unutmamak gerekir.

Çalışmadan elde edilen tüm bu bulgular Lucas değişkenlik hipotezinin 2003-2018 dönemi Türkiye örneği için büyük ölçüde talep şokları ile açıklandığını, arz şoklarının ise hipotezi doğrulamakta yetersiz kaldığını göstermektedir. Bu doğrultuda Güçlü Ekonomiye Geçiş programı ile fiyat istikrarını hedef alan politikalar oluşturulurken daha çok talep yönlü politikaların

kullanılmış olması elde edilen sonuçlara da yansımaları göstermiştir. Elde edilen tüm bulgular ilgili dönem boyunca izlenen toplam talep politikalarının Türkiye ekonomisinde enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanıyarak reel değişkenleri etkileme potansiyeli olduğunu işaret etmektedir. Bu bağlamda politika uygulayıcılarının toplam talep şoklarındaki değişkenliği daha da azaltacak politika uygulamalarına başvurduğu takdirde enflasyon-çıktı ödünleşmesine imkan tanıyabileceği söylenebilir. Türkiye ekonomisinde arz yönlü politika uygulamalarının gerekliliği ise her defasında ne yazık ki yaşanan krizlerle birlikte gündeme gelmektedir. Ancak sonuçlardan açık bir şekilde görülmektedir ki özellikle GSYİH içinde en yüksek paya sahip olan hizmetler sektöründeki dolar kuru şoklarına özgü olan politikaların benimsenmesi ve sektörün kur şoklarına hassasiyetini azaltacak arz yönlü politikaların uygulanması şarttır. Ayrıca hizmetler sektörü içinde yer alan ulaştırma ve turizm sektörlerinin reel ekonomik değişkenler üzerindeki arz yönlü etkileri hassasiyetle dikkate alınmalıdır.

Çalışmanın Türkiye ekonomisini sektörel bazda karşılaştırmalı olarak ele alması gerek ardışık gerekse sektörler arası bağımlılık probleminin dikkate alınmasını da beraberinde getirmiştir. Bu açıdan bakıldığında çalışmada EKK yönteminin yanı sıra Zellner'in SUR yönteminin kullanılması da yöntemsel bir gereklilik olma özelliği taşımaktadır. Ancak literatürde gerçekleştirilecek olan daha sonraki çalışmalara ışık tutması açısından konu ele alındığında ekonomideki yapısal dönüşümlerin yakalanmasına imkan tanıyan zamana göre değişen parametrelerin elde edilebileceği ekonometrik tekniklerin kullanılması bir öneri niteliği taşıyabilir.

YARARLANILAN KAYNAKLAR

- Addison, John T., Chappell, Henry W. ve Alberto, C. Castro (1986), "Output-Inflation Tradeoffs in 34 Countries", **Journal of Economics and Business**, 38, 353-360.
- Aitken, A.C. (1935), "**On Least Squares and Combinations of Observations**", Proc. R. Soc. Edinburg 55, 42-48,
- Alberro, Jose (1981), " The Lucas Hypothesis on The Phillips Curve Further International Evidence", **Journal of Monetary Economics**, 7, 239-250.
- Apergis, Nicholas ve Miller, M. Stephen (2003), "Macroeconomic Rationality and Lucas's Misperceptions Model: Further Evidence from Forty-One Countries", **Economics Working Papers**, 200326.
- Arak, Marcelle (1977), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoff: Comment", **The American Economic Review**, 67, 728-730.
- Arseneau, Matthieu (2017), "The Phillips Curve Still Holds", Special Report, National Bank of Canada, <https://www.nbc.ca/content/dam/bnc/en/rates-and-analysis/economic-nalysis/special-report-15sept2017.pdf>, (10.05.2018).
- Ashraf, Mohammad ve Mohabbat, Khan, A. (2003), " A Panel Data Analysis of the Lucas Hypothesis", **Journal of Business & Economics Research**, 1(2), 1-10.
- Aşırım, Oğuz (1995), "Output Inflation Tradeoff: Evidence from Turkey", **Discussion Paper**, No: 9506, The Central Bank of The Republic of Turkey, Research Department.
- Barro, R. J., (1976), "Rational Expectations and the Role of Monetary Policy", **Journal of Monetary Economics**, 2,1-32.
- _____ (1977), "Unticipated Money Growth and Unemployment in the United States", **American Economic Review**, 67, 101-115.
- _____ (1977), " Unticipated Money Growth and Unemployment in the United States", **Journal of Political Economy**, 86, 549-580.
- Blanchard, O. (2016), "The U.S. Phillips Curve: Back to the 60's?", **Peterson Institute for International Economics Policy Brief PB16-1**, January.
- Bulligan, Guido ve Viviano, Eliana (2017), "Has the Wage Phillips Curve Changed in the Euro Area?", **IZA Journal of Labor Policy**, 6(9).

- Christensen, Michael ve Paldam, Martin (1990), "Some Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoff: The Lucas Variability Hypothesis Reexamined", **Weltwirtschaftliches Archive**, 126, 222-238.
- Christensen, Michael ve Paldam, Martin (1991), "Shooting Fish in The Barrel? Examining the Standart Test of The Lucas Variability Hypothesis", **Applied Economics**, 23, 1811-1818.
- Cukierman, Alex ve Wachtel, Paul (1979), "Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation", **American Economic Review**, 69, 595-610.
- Dickey, David ve Fuller, Wayne A. (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root", **Journal of the American Statistical Association**, 74, 427-431.
- Dornbusch, Rudiger ve Fischer, Stanley (1984), **Macro-Economics**, Third Edition, McGraw-Hill Book Company
- Erdem, Havvanur Feyza vd. (2017), "Türkiye'de Enflasyon-Çıktı Ödünleşmesi: Kalman Filtre Analizi",
- Friedman, Milton (1977), "Inflation and Unemployment", **Journal of Political Economy**, 85, 451-72.
- Frisch, Helmut (1990), **Theories of Inflation**, Cambridge University Press.
- Froyen, Richard T. ve Waud, Roger N. (1980), "Further International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", **The American Economic Review**, 70(3), 409-421.
- Froyen, Richard T. ve Waud, Roger N. (1983), "Demand Variability, Supply Shocks and The Output-Inflation Tradeoff", **Nber Working Paper Series**, Working Paper No.1081, 1-54.
- Froyen, Richard T. ve Waud, Roger N. (1984), "The Changing Relationship between Aggregate Price and Output: The British Experience", **Economica**, 51, 53-67.
- Froyen, Richard T. ve Waud, Roger N. (1984), "Demand Variability, Supply Shocks and The Output-Inflation Tradeoff", **The Review of Economics and Statistics**, 67(1), 9-15.
- Hall, Robert E. ve Taylor, John B. (1988), **Macroeconomics, Theory, Performance, and Policy**, Second Edition, W. W. Norton & Company, Inc., New York.
- Holmes, Mark J. (2000), "The Output Inflation Tradeoff in African Less Developed Countries", **Journal of Economic Development**, 25(1),41-55.
- Iimakunnas, Pekka ve Tsurumi, Hiroki (1985), "Testing the Lucas Hypothesis on Output-Inflation Trade-Offs", **Journal of Business and Economic Statistics**, 3(1), 43-53.
- Jung, W.S. (1985), "Output-Inflation Tradeoffs in Industrial and Developing Countries", **Journal of Macroeconomics**, 7, 101-113.

- Kim, Chang-Jin ve Nelson, Charles R. (1989), "The Time-Varying-Parameter Model for Modeling Changing Conditional Variance: The Case of the Lucas Hypothesis", **Journal of Business and Economic Statistics**, 7(4), 433-440.
- Koray, Faik (1993), "Inflation Variability and the Turkish Economy", **Applied Economics**, 23, 787-793.
- Kormendi, Roger C. ve Meguire, Philip G. (1984), "Cross-Regime Evidence of Macroeconomic Rationality", **Journal of Political Economy**, 92(5), 875-908.
- Koskela, Erkki ve Matti, Viren (1980a), "New International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", **Economics Letters**, 6, 233-239.
- _____ (1980b), "The Variance Hypothesis on the Output-Inflation Tradeoff: Evidence from Scandinavia", **The Scandinavian Journal of Economics**, 82(4), 481-495.
- Kretzmer, Peter E. (1989), "The Cross-Industrie Effects of Unanticipated Money in an Equilibrium Business Cycle Model", **Journal of Monetary Economics**, 23, 275-296.
- Küçükkale, Yakup (2000), "**Phillips Eğrisi üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi**", Yayınlanmamış Doktora Tezi.
- Kwiatkowski, Denis ve diğerleri (1992), "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We That Economic Time Series Have a Unit Root?", **Journal of Econometrics**, 54(1-3), 159-178.
- Lammertsma, Alex vd. (1996), "The Evidence on International Output-Inflation Trade-offs: An Evaluation", **Applied Economic Letters**, 4(4), 233-236.
- Lawrence, Colin (1983), "Rational Expectations, Supply Shocks and the Stability of the Inflation-Output Tradeoff: Some Time Series Evidence for the United Kingdom 1957-1977", **Journal of Monetary Economics**, 11, 225-245.
- Lucas, Robert Emerson Jr. (1972), "Expectations and the Neutrality of Money", *Journal of Economic Theory*, 4, 103-124.
- _____ (1973), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 63(3), 326-334.
- _____ (1976), "Errata-Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs", *American Economic Review*, 66(5), 925.
- _____ (1976), "Economy Policy Evaluation: A Critique", in Karl Brunner and Allan H. Meltzer (Ed.) *The Phillips Curve and Labor Markets*, North Holland Publishing Co., 19-42.
- _____ (1977), "Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: Reply", *American Economic Review*, 67, 731.

- MacKinnon, James G. (1996), “Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests”, **Journal of Applied Econometrics**, 11(6), 601-618.
- Madsen, Jakob Brochner (1997), “Tests of the Lucas Supply Curve with Price Expectational Data”, **Applied Economics Letters**, 4, 195-197.
- Montiel, Peter J. ve Zaidi, Iqbal (1987), “Cross-Regime Tests of the Lucas Supply Function in Developing Countries”, **International Monetary Fund Working Paper**, 87/28.
- Murphy, Antony (2018), “The Death of The Phillips Curve?”, **Working Paper 1801**, Federal Reserve Bank of Dallas.
- Muth, John F. (1961), “Rational Expectations and the Theory of the Price Movements”, **Econometrica**, 29(3), 315-335.
- Odedokun, M. O. (1991), “Evidence on Inflation-output Trade-off in Developing and Industrial Countries”, **Applied Economics**, 23,731-742.
- Parkin, Michael vd. (1979), “ Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs: A Reappraisal”, **Department of Economics Research Reports**, 7924. London, ON: Department of Economics, University of Western Ontario.
- Pedroni, Peter (1999), “Critical Values for Cointegration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors”, **Oxford Bulletin of Economics and Statistics**, 61, 653-670.
- Phelps, Edmund (1967), “Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time”, **Economica**, 34(135),254-281.
- Phillips, A. William (1958), “The Relation of Between Unemployment and The Rate of Change of Money Wage Rates in The United Kingdom:1861-1957”, **Economica**, 25, 283-299.
- Phillips, Peter ve Perron, Pierre (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression” **Biometrika**, 75, 335-346.
- Sargent, Thomas ve Wallace, Nail (1973), “Rational Expectation and the Dynamics of Hyperinflation”, **International Economic Review**, 14(2), 328-350.
- Scarth, William Marshall (1988), **Macroeconomics: An Introduction to Advanced Methods**, Harcourt Brace Jovanovich.
- Snowdon, Brian vd. (1996), **A Modern Guide to Macroeconomics**, 3rd Ed. Edward Elgar Publishing Company. UK.
- TCMB, 2018, <https://evds2.tcmb.gov.tr/index.php?/evds/dashboard/1245>, (19.10.2018).
- Theil, Henri (1964), **Optimal Decision Rules for Government and Industry**, Chicago: North Holland Publishing Company.

- U.S. Bureau of the Census (1999), X-12-ARIMA Reference Manual, U.S. Department of Commerce, Washington, DC, ftp://ftp.census.gov/pub/ts/x12a/ (18.12.2018)
- Uygur, Ercan (1983), Neoklasik Makroiktisat ve Fiyat Bekleyişleri Kuram ve Türkiye Ekonomisine Uygulama, **Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Yayınları**, 532.
- Wilks, S. S. (1964), **Mathematical Statistics**, J. Wiley and Sons, New York-London.
- Yamak, Rahmi ve Erdem, Havvanur Feyza (2017), **Uygulamalı Zaman Serisi Analizleri**, 1. Baskı, Celepler Matbaa Yayın ve Dağıtım, Trabzon.
- Yamak, Rahmi ve Karahasan, Nebiye (1995), “Lucas Hipotezinin Türk Ekonomisi için Geçerliliği”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi**, 10, 71-77.
- Yamak, Rahmi ve Köseoğlu Mustafa (2017), **Uygulamalı İstatistik ve Ekonometri**, Celepler Matbaacılık, 6. Baskı, Trabzon, 516-517.
- Yamak, Rahmi (1997), “Yeni Klasik Makroekonomik Modelin Politika Etkisizliği Hipotezi: Literatür ve Türkiye Örneği”, **Sermaye Piyasası Kurulu Yayınları**, Vol 67.
- Yamak, Rahmi ve Küçükale, Yakup (1997), “Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi”, **Ekonomik Yaklaşım Dergisi**, 8, 259-282.
- _____ (1999), “Rasyonel Beklentiler Doğal Oran Hipotezi: Türkiye İçin Zaman Serisi Bulguları 1950-1995”, IV. Ekonometri ve İstatistik Kongresi, Antalya.
- Yamak, Rahmi ve Abdioğlu, Zehra (2017), “Phillips Eğrisi Üzerine Lucas Değişkenlik Hipotezi: Türkiye Örneği”, **Anadolu İktisat ve İşletme Dergisi**, 2(1), 38-55.
- Zellner, Arnold (1962), “An Efficient Method of Estimating Seemingly Unrelated Regressions and Test for Aggregation Bias”, **Journal of The American Statistical Association**, 57(298), 348-368.



EKLER

Ek 1: Sekiz Dönemlik Hareketli Varyanslar Hesaplanarak ($\hat{\sigma}_{\Delta P,t(8)}^2$) Oluşturulan Enflasyon Değişkenliği İçin Elde Edilen Çözüm Sonuçları

Tablo 28: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)

$y_{c,t}^{TAR} = -0.006 + 0.371 \Delta X_t^{TAR} - 0.009 \mu_t^{ENERJİ} - 66.231 \sigma_{\Delta P,t(8)}^2 + 0.691 y_{c,t-1}$				
(0.0044)	(0.0533)	(0.0210)	(54.773)	(0.105)
[-1.342]	[6.970]***	[0.461]	[-1.209]	[6.579]***
$R^2 = 0.55$ $F_h = 16.120^{***}$				
$LM_{(1)} \text{ ve } LM_{(4)} = 1.041$ ve 4.917				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 29: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)

$y_{c,t}^{TAR} = -0.006 + 0.374 \Delta X_t^{TAR} + 0.012 \mu_t^{DKUR} - 62.769 \sigma_{\Delta P,t(8)}^2 + 0.690 y_{c,t-1}$				
(0.0045)	(0.0534)	(0.0454)	(54.304)	(0.1052)
[-1.392]	[7.006]***	[0.272]	[-1.155]	[6.563]***
$R^2 = 0.55$ $F_h = 16.042^{***}$				
$LM_{(1)} \text{ ve } LM_{(4)} = 1.025$ ve 5.756				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Ek 1: (Devamı)

**Tablo 30: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları
(Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$$y_{c,t}^{SAN} = -0.002 + 0.506 \Delta X_t^{SAN} - 0.012 \mu_t^{ENERJİ} - 201.210 \sigma_{\Delta P,t}^2(8) + 0.533 y_{c,t-1}$$

(0.0059)	(0.0949)	(0.0270)	(60.969)	(0.1018)
[-0.438]	[5.338]***	[-0.473]	[-3.300]***	[5.237]***

$R^2 = 0.54$ $F_h = 15.101^{***}$

$LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)} = 0.008$ ve 3.670

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

**Tablo 31: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları (Döviz
Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$$y_{c,t}^{SAN} = -0.001 + 0.492 \Delta X_t^{SAN} - 0.0177 \mu_t^{DKUR} - 205.05 \sigma_{\Delta P,t}^2(8) + 0.518 y_{c,t-1}$$

(0.0056)	(0.0860)	(0.0525)	(59.916)	(0.098)
[-0.317]	[5.715]***	[-0.337]	[-3.422]***	[5.266]***

$R^2 = 0.51$ $F_h = 15.042^{***}$

$LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)} = 0.045$ ve 3.460

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 32: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları
(Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)

$y_{c,t}^{HİZ} = -0.005 + 0.509 \Delta X_t^{HİZ} - 0.0104 \mu_t^{ENERJİ} - 141.036 \sigma_{\Delta P,t}^2(8) + 0.811 y_{c,t-1}$				
(0.0070)	(0.1085)	(0.0289)	(72.479)	(0.074)
[-0.827]	[4.697]***	[-0.360]	[-1.945]**	[10.881]***
$R^2 = 0.74 \quad F_h = 37.234^{***}$				
$LM_{(1)} \text{ ve } LM_{(4)} = 6.124^{**} \text{ ve } 7.778$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

Tablo 33: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin EKK Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)

$y_{c,t}^{HİZ} = -0.007 + 0.584 \Delta X_t^{HİZ} - 0.166 \mu_t^{DKUR} - 99.604 \sigma_{\Delta P,t}^2(8) + 0.850 y_{c,t-1}$				
(0.0064)	(0.1011)	(0.0588)	(66.646)	(0.070)
[-1.187]	[5.777]***	[-2.830]***	[-1.494]	[12.036]***
$R^2 = 0.77 \quad F_h = 44.94^{***}$				
$LM_{(1)} \text{ ve } LM_{(4)} = 2.583 \text{ ve } 3.321$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $LM_{(1)}$ ve $LM_{(4)}$ sırasıyla 1. ve 4. derece ardışık bağımlılık için Breusch-Godfrey LM test istatistiğini temsil etmektedir.

**Tablo 34: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$y_{c,t}^{TAR} = -0.006 + 0.388 \Delta X_t^{TAR} - 0.009 \mu_t^{ENERJİ} - 70.401 \sigma_{\Delta P,t}^2 (8) + 0.760 y_{c,t-1}$				
(0.0042)	(0.0489)	(0.0200)	(52.165)	(0.0965)
[-1.418]	[7.937]***	[0.480]	[-1.349]	[7.876]***
$R^2 = 0.55 \quad F_{TEST}(WALD) = 87.77^{***}$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

**Tablo 35: Tarım Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$y_{c,t}^{TAR} = -0.006 + 0.392 \Delta X_t^{TAR} + 0.011 \mu_t^{DKUR} - 67.093 \sigma_{\Delta P,t}^2 (8) + 0.758 y_{c,t-1}$				
(0.0042)	(0.0490)	(0.4333)	(51.683)	(0.096)
[-1.471]	[7.790]***	[0.274]	[-1.298]	[7.712]***
$R^2 = 0.55 \quad F_{TEST}(WALD) = 87.30^{***}$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

**Tablo 36: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$y_{c,t}^{SAN} = -0.002 + 0.480 \Delta X_t^{SAN} - 0.012 \mu_t^{ENERJİ} - 192.844 \sigma_{\Delta P,t}^2 (8) + 0.620 y_{c,t-1}$				
(0.0056)	(0.0873)	(0.0256)	(58.141)	(0.0930)
[-0.458]	[5.497]***	[-0.501]	[-3.316]***	[6.667]***
$R^2 = 0.53 \quad F_{TEST}(WALD) = 73.55^{***}$				

Not: ***%1, **%5, *%10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

**Tablo 37: Sanayi Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$y_{c,t}^{SAN} = -0.001 + 0.462 \Delta X_t^{SAN} - 0.009 \mu_t^{DKUR} - 198.397 \sigma_{\Delta P,t}^2 (8) + 0.609 y_{c,t-1}$				
(0.0053)	(0.0793)	(0.0500)	(57.137)	(0.0905)
[-0.327]	[5.823]***	[0.189]	[-3.472]**	[6.729]**
$R^2 = 0.53 \quad F_{TEST}(WALD) = 78.56^{***}$				

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

**Tablo 38: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Enerji Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$y_{c,t}^{HIZ} = -0.005 + 0.496 \Delta X_t^{HIZ} - 0.009 \mu_t^{ENERJİ} - 143.481 \sigma_{\Delta P,t}^2 (8) + 0.800 y_{c,t-1}$				
(0.0066)	(0.1025)	(0.0275)	(69.104)	(0.0700)
[-0.777]	[4.840]***	[-0.335]	[-2.076]**	[11.427]**
$R^2 = 0.74 \quad F_{TEST}(WALD) = 166.49^{***}$				

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

**Tablo 39: Hizmetler Sektörüne Ait Froyen ve Waud Modelinin SUR Çözüm Sonuçları
(Döviz Kuru Şoku - Sekiz Dönemlik Hareketli Varyans)**

$y_{c,t}^{HIZ} = -0.007 + 0.568 \Delta X_t^{HIZ} - 0.163 \mu_t^{DKUR} - 101.145 \sigma_{\Delta P,t}^2 (8) + 0.843 y_{c,t-1}$				
(0.0061)	(0.0954)	(0.0560)	(63.535)	(0.0665)
[-1.152]	[5.950]***	[-2.909]***	[-1.591]	[12.681]**
$R^2 = 0.77 \quad F_{TEST}(WALD) = 201.60^{***}$				

Not: ***%1, **%5, %10 anlamlılık seviyesini ifade etmektedir. Her bir değişken katsayısının altında yer alan (), katsayıların standart hatalarını; [] ise t-istatistiklerini göstermektedir. $F_{TEST}(WALD)$ kısıtlı-kısıtsız F testi olup, belirli katsayıların birlikte anlamlılıklarını test etmektedir.

ÖZGEÇMİŞ

Sinem KOÇAK, 17.06.1984 tarihinde Trabzon ili Merkez ilçesinde doğdu. 1995 yılında 24 Şubat İlkokulunu; 1998 yılında Cumhuriyet Ortaokulunu; 2002 yılında Trabzon Süper Lisesini ve 2008 yılında Gazi Üniversitesi – İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesini bitirdi. 2009-2012 yılları arasında AKSA Karadeniz Doğal Gaz Dağıtım A.Ş.’de Kalite Yönetim Temsilcisi olarak görev yapan Koçak, aynı dönemin sonunda Karadeniz Teknik Üniversitesi Ekonometri Anabilim Dalında (ABD) Yüksek Lisans eğitimini tamamladı. 2013 yılında aynı kurumda doktora eğitimine başlayan Koçak halen daha aynı kurumda Araştırma Görevlisi olarak çalışmaktadır.

KOÇAK, evli ve bir kız annesi olup İngilizce bilmektedir.