

AKDENİZ ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

Pınar KAYA SAMUT

ENFLASYONUN ÇEŞİTLİ EKONOMETRİK MODELLER
KULLANILARAK ÖLÇÜLMESİ VE TAHMİN PERFORMANSLARININ
KARŞILAŞTIRILMASI

Danışman

Prof. Dr. Ayşe ANAFARTA

İşletme Ana Bilim Dalı

Doktora Tezi

Antalya, 2012

İÇİNDEKİLER

ŞEKİLLER LİSTESİ.....	v
TABLolar LİSTESİ.....	vii
KISALTMALAR LİSTESİ.....	x
ÖZET.....	xi
ABSTRACT.....	xiii
ÖNSÖZ.....	xv
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM

ENFLASYON VE BELİRLEYİCİLERİ

1.1. Enflasyon Kavramı.....	4
1.2. Enflasyonun Çeşitleri.....	7
1.3. Enflasyonun Maliyeti.....	9
1.4. Enflasyona Etki Eden Faktörler.....	9
1.4.1. Enflasyon ve Faiz Oranları.....	11
1.4.2. Enflasyon ve Döviz Kurları.....	12
1.4.3. Enflasyon ve Para Arzı.....	13
1.4.4. Enflasyon ve Çıktı.....	14
1.4.5. Enflasyon ve Beklentiler.....	16
1.4.6. Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği.....	19
1.4.6.1. Enflasyon Belirsizliği Kavramı.....	19
1.4.6.2. Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki Nedensel İlişkiler.....	23
1.4.6.3. Enflasyon Belirsizliğinin Ölçülmesi.....	28
1.4.6.3.1. Anket Tabanlı Yaklaşım.....	29
1.4.6.3.2. Değişken Tabanlı Yaklaşım.....	31
1.4.6.3.3. Koşullu Varyansın Kullanıldığı Yaklaşım.....	32
1.4.6.4. Türkiye’de Enflasyon Belirsizliğini Ölçen Çalışmaların Özeti.....	36
1.4.6.5. Ekonometrik Model Yaklaşımı.....	37
1.4.6.5.1. Otoregresif Koşullu Varyans Modelleri.....	38
1.4.6.5.1.1. ARCH (Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli).....	38

1.4.6.5.1.2. GARCH (Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli).....	42
1.4.6.5.2. Enflasyon Belirsizliğini Ölçmede Kullanılan Ekonometrik Yöntem.....	43

İKİNCİ BÖLÜM

ENFLASYON TAHMİNİNDE KULLANILAN YÖNTEMLER

2.1. Phillips Eğrisi.....	45
2.1.1. Geleneksel Phillips Eğrisi.....	45
2.1.2. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi.....	51
2.1.2.1. Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi.....	58
2.1.2.2. Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi.....	64
2.1.3. Türkiye’de Phillips Eğrisi Uygulamasını Konu Alan Ampirik Çalışmalar.....	69
2.2. Enflasyonun Tahmininde Zaman Serisi Analizleri.....	71
2.2.1. Enflasyonu Tahminlemede Zaman Serisi Kullanan Çalışmalara İlişkin Yazın Taraması.....	72
2.2.2. Vektör Otoregresif (VAR) Modeller.....	76
2.2.2.1. VAR Modeli.....	76
2.2.2.2. VAR Modelleme Sürecinde Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	78
2.2.2.3. Granger Nedensellik Testi.....	80
2.2.2.4. Etki-Tepki Analizi.....	81
2.2.2.5. Varyans Ayrıştırması Analizi.....	81
2.2.3. Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (ARDL) Sınır Testi.....	82

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ENFLASYON TAHMİNİNDE MODEL OLUŞTURMA VE MODELLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

3.1. Araştırmanın Amacı, Kapsamı ve Önemi.....	84
3.2. Araştırmanın Yöntemi ve Veriler.....	84
3.3. Türkiye’de Enflasyonun Genel Seyri.....	85
3.4. Enflasyon Tahmininde Zaman Serisi Modellerine İlişkin Bulgular.....	86
3.4.1. Modellerde Kullanılan Veriler.....	86

3.4.2. Değişkenlerin Zaman Serisi Özelliklerinin İncelenmesi.....	87
3.4.2.1. TÜFE Aylık Değişim Oranı.....	87
3.4.2.2. TÜFE Yıllık Değişim Oranı.....	92
3.4.2.3. Döviz Kuru.....	93
3.4.2.4. Sanayi Üretim Endeksi.....	96
3.4.2.5. Faiz Oranı.....	98
3.4.2.6. Para Arzı.....	100
3.4.2.6.1. M1 Para Arzı.....	100
3.4.2.6.2. M2 Para Arzı.....	102
3.4.2.7. Beklenen Enflasyon Oranı.....	104
3.4.2.8. Enflasyon Belirsizliği.....	106
3.4.3. Enflasyon Belirsizliğinin Ölçülmesi.....	108
3.4.4. VAR Analizi Uygulaması.....	111
3.4.4.1. Granger Nedensellik Testleri.....	112
3.4.4.2. VAR Modeli İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	116
3.4.4.3. Tahmin Edilen VAR Modelinin Uygunluk Sınaması.....	117
3.4.4.3.1. Otokorelasyonun Sınanması.....	117
3.4.4.3.2. Değişen Varyanslılık Sınaması.....	118
3.4.4.3.3. Durağanlık Sınaması.....	118
3.4.4.4. VAR Modelinin Tahmin Sonuçları.....	119
3.4.4.5. Etki Tepki Fonksiyonları.....	120
3.4.4.6. Varyans Ayrıştırması.....	122
3.4.5. ARDL Sınır Testi Uygulaması.....	124
3.4.5.1. TÜFE Aylık Değişim Değerleri ile Kurulan ARDL Modeli.....	124
3.4.5.1.1. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması.....	124
3.4.5.1.2. Uzun Dönem İlişkisi.....	126
3.4.5.1.3. Kısa Dönem İlişkisi.....	127
3.4.5.1.4. TÜFE Aylık Değişim Oranlarıyla Kurulan ARDL Modelinin Tahmin Sonuçları.....	129
3.4.5.2. TÜFE Yıllık Değişim Oranları ile Kurulan ARDL Modeli.....	130
3.4.5.2.1. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması.....	130
3.4.5.2.2. Uzun Dönem İlişkisi.....	131
3.4.5.2.3. Kısa Dönem İlişkisi.....	133
3.4.5.2.4. TÜFE Yıllık Değişim Oranlarıyla Kurulan ARDL Modelinin Tahmin Sonuçları.....	134

3.4.6. AR(I)MA Modeli Uygulaması.....	135
3.3.6.1. AR(I)MA Modelinin Tahmin Sonuçları.....	138
3.5. Enflasyon Tahmininde Phillips Eğrisi Uygulamasına İlişkin Bulgular.....	138
3.5.1. Geleneksel Phillips Eğrisi Uygulamaları.....	139
3.5.1.1. Aylık Verilerin Kullanıldığı Geleneksel Phillips Eğrisi Uygulamaları..	140
3.5.1.2. Çeyrek Yıllık Verilerin Kullanıldığı Geleneksel Phillips Eğrisi Uygulamaları.....	141
3.5.2. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları.....	141
3.5.2.1. Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları.....	143
3.5.2.2. Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları.....	146
3.5.2.2.1. TÜFE Değişim Oranının Logaritmik Farklar Yardımla Bulunduğu Modelin Tahmin Sonuçları.....	147
3.5.2.2.2. TÜFE Değişim Oranının Bir Önceki Döneme Oranlanarak Elde Edildiği Modelin Tahmin Sonuçları.....	148
3.5.2.2.3. Yıllıklandırılmış TÜFE Değişim Oranını İçeren Modelin Tahmin Sonuçları.....	149
3.5.2.2.4. TÜFE Değişim Oranının Bir Önceki Yılın Aynı Dönemine Göre Değişiminin Logaritmaları Alınarak Hesaplandığı Modelin Tahmin Sonuçları.....	150
3.6. Modellerin Tahmin Performanslarının Karşılaştırması.....	151
SONUÇ.....	156
KAYNAKÇA.....	160
EK 1 - VAR Modelinin Kestirim Sonuçları	179
ÖZGEÇMİŞ.....	182

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1.1. Enflasyon Oranı Trendindeki Geçici Parasal Olmayan Şokun Etkisi.....	5
Şekil 1.2. Enflasyon ve Çıktı (Kısa Dönemde).....	15
Şekil 2.1. Orijinal Phillips Eğrisi.....	46
Şekil 2.2. Phillips- Lipsey Modeli.....	47
Şekil 2.3. Samuelson-Solow Tarafından Dönüştürülmüş Phillips Eğrisi.....	49
Şekil 2.4. Adaptif Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi.....	53
Şekil 2.5. Enflasyonu Hızlandırmayan Enflasyon Oranı (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi.....	60
Şekil 2.6a. Toplam Arz ve Toplam Talep Modeli.....	65
Şekil 2.6b. Phillips Eğrisi.....	66
Şekil 3.1. Yıllara Göre TÜFE Oranları (1993-2011).....	85
Şekil 3.2. Tüketici Fiyat Endeksi Değerleri (2003-2011).....	85
Şekil 3.3. TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	88
Şekil 3.4. TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkeninin Aylar Bazında Ortalamalarının Grafiği.....	88
Şekil 3.5. TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkenine Ait Korelogram.....	89
Şekil 3.6. TÜFESA Değişkenine Ait Korelogram.....	90
Şekil 3.7. TÜFE Aylık Değişim Oranı İle Mevsimsellikten Arındırılmış TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkenlerine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	91
Şekil 3.8. TÜFE Yıllık Değişim Oranı Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	92

Şekil 3.9. Lndövizkuru Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	94
Şekil 3.10. Lndövizkuru Değişkenine Ait Korelogram.....	94
Şekil 3.11. Lnsüe Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	96
Şekil 3.12. Lnsüe Değişkenine Ait Korelogram.....	97
Şekil 3.13. Faiz Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	98
Şekil 3.14. Faiz Değişkenine Ait Korelogram.....	99
Şekil 3.15. Lnm1 değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	100
Şekil 3.16. Lnm1 Değişkenine Ait Korelogram.....	101
Şekil 3.17. Lnm2 Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	102
Şekil 3.18. Lnm2 Değişkenine Ait Korelogramı.....	103
Şekil 3.19. Lncariaybeklenti Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	104
Şekil 3.20. Lncariaybeklenti Değişkenine Ait Korelogram.....	105
Şekil 3.21. Lnbelirsizlik Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği.....	106
Şekil 3.22. Lnbelirsizlik Değişkenine Ait Korelogram.....	107
Şekil 3.23. Modelin Birim Kök Çemberi.....	119
Şekil 3.24. Etki-Tepki Fonksiyonları.....	121
Şekil 3.25. TÜFE Yıllık Değişim Oranlarının Korelogramı.....	136
Şekil 3.26. AR Modeline Ait Birim Kök Çemberi.....	137
Şekil 3.27. AR Modeline Ait Korelogram.....	137
Şekil 3.28. Aylık TÜFE Değişim Oranları ile İşsizlik Oranları Arasındaki İlişki.....	145
Şekil 3.29. Çeyrek Yıllık TÜFE Değişim Oranları ile İşsizlik Oranları Arasındaki İlişki...	145

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1.1. Enflasyonun Çeşitli Kriterlere Göre Sınıflandırılması.....	7
Tablo 1.2. Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki Nedensel İlişkileri	
Tanımlayan Hipotezlerin Özeti	27
Tablo 1.3. Yazında Kullanılan Yöntemlerin Özeti.....	34
Tablo 1.4. Türkiye’de Yapılmış Enflasyon Belirsizliği Çalışmaları Özeti.....	36
Tablo 3.1. Mevsimsel Kukla Değişken Kullanılarak Modellenen TÜFE	
Aylık Değişim Oranlarının Sonuçları.....	90
Tablo 3.2. TÜFE Aylık Değişimi Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	92
Tablo 3.3. TÜFE Yıllık Değişimi Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	93
Tablo 3.4. Lndövizkuru Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	95
Tablo 3.5. d(Lndövizkuru) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	96
Tablo 3.6. Lnsüe Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	97
Tablo 3.7. d(faiz) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	100
Tablo 3.8. d(lnm1) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	102
Tablo 3.9. d(lnm2) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	104
Tablo 3.10. Lncariaybeklenti Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	106
Tablo 3.11. Lnbelirsizlik Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları.....	108
Tablo 3.12. Enflasyon Modeli Kestirim Sonuçları (2003:02–2011:09).....	109
Tablo 3.13. Enflasyon için ARCH Modelinin Kestirim Sonuçları.....	110
Tablo 3.14. Değişkenlerin Gecikme Uzunlukları.....	112

Tablo 3.15. Değişkenlerin Granger Nedensellik Test Sonuçları.....	113
Tablo 3.16. VAR Modeli İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	117
Tablo 3.17. Otokorelasyon Sınaması Sonuçları.....	118
Tablo 3.18. Model Tahmin Değerleri.....	119
Tablo 3.19. Varyans Ayırıştırması.....	123
Tablo 3.20. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	125
Tablo 3.21. Sınır Testi Sonuçları.....	125
Tablo 3.22. ARDL (3,3,0,1,0,1,2) Modeli Sonuçları.....	126
Tablo 3.23. ARDL (3,3,0,1,0,1,2) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları.....	128
Tablo 3.24. ARDL Modeli Tahminleri.....	129
Tablo 3.25. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	130
Tablo 3.26. Sınır Testi Sonuçları.....	131
Tablo 3.27. ARDL(2,1,2,2,1,3,1) Modeli Sonuçları.....	131
Tablo 3.28. ARDL(2,1,2,2,1,3,1) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları.....	133
Tablo 3.29. ARDL Modeli Tahminleri.....	135
Tablo 3.30. ARIMA Modeli Tahminleri.....	138
Tablo 3.31. Geleneksel Phillips Eğrisi Kestirim Sonuçları (Aylık Verilerle).....	140
Tablo 3.32. Geleneksel Phillips Eğrisi Kestirim Sonuçları (Çeyrek Yıllık Verilerle).....	141
Tablo 3.33. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Kestirim Sonuçları.....	143
Tablo 3.34. NAIRU İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları.....	146
Tablo 3.35. (3.12) Modelinin Tahmin Sonuçları.....	148
Tablo 3.36. (3.13) Modelinin Tahmin Sonuçları.....	149

Tablo 3.37. (3.14) Modelinin Tahmin Sonuçları.....	149
Tablo 3.38. (3.16) Modelinin Tahmin Sonuçları.....	150
Tablo 3.39. TÜFE Yıllık Değişim Oranı Tahmin Performansları Karşılaştırması.....	152
Tablo 3.40. TÜFE Aylık Değişim Oranı Tahmin Performansları Karşılaştırması.....	153
Tablo 3.41. TÜFE Aylık Değişim Oranı Tahmin Performansları Karşılaştırması.....	154

KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	Amerika Birleşik Devletleri	LM	Lagrange Çarpanı
AC	Otokorelasyon	MA	Hareketli Ortalamalar
ACF	Otokorelasyon Fonksiyon	MAE	Ortalama Mutlak Hata
AIC	Akaike Bilgi Kriteri	MSE	Ortalama Hata Karesi
AR	Otoregresif	NAIRU	Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı
ARCH	Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	NIRU	Enflasyonist Olmayan İşsizlik Oranı
ARCH-M	Ortalama Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	OECD	İktisadi İşbirliği ve Gelişme Teşkilatı
ARDL	Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler	OMH	Ortalama Mutlak Hata
ARFIMA-GARCH	Ortalama Kesirli Birleştirilmiş Otoregresif Hareketli Ortalama Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	PAC	Parçalı Otokorelasyon
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama	PACF	Parçalı Otokorelasyon Fonksiyon
ARIMA	Otoregresif Entegre Hareketli	PARCH	Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
BDDK	Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu	RMSE	Karesel Ortalama Hata
BVAR	Bayesian VAR	SAS	Toplam Arz
DAD	Toplam Talep	SC	Schwarz Kriteri
DW	Durbin Watson	SPF	Profesyonel Tahminci Anketi
EARCH	Üstel Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	SRC	Anket Araştırma Merkezi
ECM	Hata Düzeltme Denklemi	SUR	Görünüşte İlişkisiz Regresyon
EGARCH	Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	TARCH	Eşik Değerli Otoregresif Koşullu Değişen Varyans
EKK	En Küçük Kareler	TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
FPE	Son Tahmin Hatası Kriteri	TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
GARCH	Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu
GARCH-M	Ortalama Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans	UDPE	Uzun Dönem Philips Eğrisi
GMM	Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi	UAR	Tek Değişkenli Otoregresif
GSMH	Gayri Safi Milli Hasıla	UBVAR	Tek Değişkenli Bayesian Vektör Otoregresyon
GSYİH	Gayri Safi Yurtiçi Hasıla	ÜFE	Üretici Fiyat Endeksi
HP	Hodrick Prescott	TÜFE	Tüketici Fiyat Endeksi
HQ	Hannan-Quinn Kriteri	VAR	Vektör Otoregresyon
İTO	İstanbul Sanayi Odası	VECM	Vektör Hata Düzeltme Modeli
İYA	İktisadi Yönelim Anketi	YASED	Uluslararası Yatırımcılar Derneği

ÖZET

Tüm ülke ekonomilerinin ortak sorunu olan enflasyonunun, modellenmesi ve öngörülebilmesi, enflasyonun yarattığı maliyetlerden önemli ölçüde kurtulmak anlamına geldiğinden büyük önem taşımaktadır. Çünkü beklenen enflasyonun reel değişkenler üzerindeki etkisi çok azdır veya herhangi bir etki yaratmamaktadır. Bu amaçla pek çok iktisadi model geliştirildiği gibi ekonometrik modellerle de enflasyon tahmini yapılmaktadır. Fakat genellikle her iki modellemeyi birden kullanan çalışma pek fazla olmadığı gibi, model karşılaştırması yapan az sayıda çalışmanın da kısıtlı sayıda model ve değişken kullandığı görülmektedir.

Bu çalışma ile öncelikle Türkiye için 2003-2011 dönemine dair en iyi enflasyon tahminini veren modelin bulunması amaçlanmıştır, bu çerçevede ilgili yazında yeralan çok sayıda model denenmeye çalışılmıştır. Çalışmada, teorik modellerin Türkiye için uygunluğuna bakılmış, ayrıca uygun olabilecek zaman serisi modelleri de denenmiştir. Çalışmanın sonucunda model karşılaştırmasının yanı sıra, ilgili yazına model ve değişken anlamında katkı yapmak da amaçlanmıştır.

Faiz oranı, döviz kuru, para arzı ve çıktı enflasyon dinamikleri olarak tanımlanan ve enflasyonla karşılıklı ilişki halinde olan değişkenler olarak kullanılmaktadırlar. Bu çalışmada bu değişkenlere ek olarak enflasyon sürecini açıkladığı düşünülen enflasyon beklentileri ve belirsizliği değişkenleri de kullanılmıştır. Merkez Bankası tarafından 2003 yılından beri yayınlanan Beklenti Anketi verileri, iktisadi ajanların enflasyonla ilgili beklentilerini yansıtmak için kullanılmış; enflasyon belirsizliği ise ARCH (Oto-regresif Koşullu Değişen Varyans) Modeli ile elde edilmiştir. Enflasyon oranından elde edilen belirsizlik değişkeninin modellerde anlamsız sonuçlar vermesi nedeniyle, enflasyon belirsizliği tanımlanan bir enflasyon süreci kullanılarak elde edilmiştir.

Zaman serileri kestirimlerinde VAR (Vektör Oto-regresyon Modeli), ARIMA (Oto-regresif Entegre Hareketli Ortalama) ve ARDL (Oto-regresif Dağıtılmış Gecikmeler) Sınır Testi yaklaşımları kullanılmıştır. Enflasyon dinamikleri olarak enflasyon beklentileri ve belirsizliği değişkenlerine de yer verilen modeller, hem M1 hem de M2 para arzı tanımı ile kestirilmiş, başarılı tahmin sağlayanlar tercih edilmiştir. Yapılan kestirimler sonucunda, VAR ve ARIMA

modelleri, TÜFE (Tüketici Fiyat Endeksi) yıllık değişim oranını, TÜFE aylık değişim oranına nazaran daha iyi tahminledikleri bulunmuştur.

ARDL modellerinin ise TÜFE aylık değişim oranı tahminleri, yıllık tahminlerinden daha başarılı olmuştur. Enflasyon beklentileri ve belirsizliği değişkenlerinin eklenmesiyle daha başarılı VAR ve ARDL modelleri elde edildiği görülmüştür. Çalışmanın diğer bir katkısı da daha önce Türkiye’de enflasyon tahmininde kullanılmamış olan ARDL sınır testi yaklaşımıyla elde edilen TÜFE aylık değişim oranlarının, gerçekleşene çok yakın tahminler verdiğinin görülmesi ve bu anlamda ileriki çalışmalara ışık tutmasıdır.

Enflasyonu tahminlemede teorik model olarak Phillips Eğrileri’ne yer verilmiştir. Phillips Eğrisi analizlerinde işsizlik oranları ile GSYİH (Gayri Safi Yurtiçi Hasıla) değerleri kullanılmıştır. Analizlerin tümünde bağımlı değişken olarak TÜFE yıllık ve/veya aylık değişim oranları alınmıştır. Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi ve NAIRU’yu (Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı) içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi formlarının hiçbirisi, bu veri aralığında, Türkiye’nin enflasyonunun tahmin sürecinde kullanılmaya uygun bulunmamıştır. Fakat çıktı açığının kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, kullanılan tüm endeksleme yöntemleri için anlamlı sonuçlar vermiştir. TÜFE çeyrek yıllık verilerle kestirilen model, çeyrek yıllık ve yıllık enflasyon öngörülerinde hemen hemen aynı derecede başarılı tahminler vermiştir.

Çalışmada, Phillips Eğrileri bir bütün şeklinde sunulmuş; Geleneksel Phillips Eğrisi’nden, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi modellerine kadar geniş bir yelpazeye yer vermeye çalışılmıştır. Fakat aylık verilerin kullanıldığı Phillips Eğrileri’nin uygulandığı daha önceki çalışmalarda olduğu gibi bu çalışmanın döneminde de anlamsız sonuçlar vermesi, aylık verilerle oluşturduğumuz zaman serisi modelleri ile iktisadi modellerin karşılaştırılamamasına neden olmuştur. Çalışma kapsamında anlamlı sonuçlar veren tek Phillips Eğrisi Modeli olan çıktı açığının kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’nde kullanılan GSYİH değişkeninin çeyrek aylık bir veri olması çalışmanın kısıtlılığını oluşturmuştur.

ABSTRACT

Since inflation is a common problem of all economies around the world, modeling and forecasting inflation carry an important weight in escaping from a large scale of inflation costs. Anticipated inflation has very few or no effects on real economic variables. For this reason many economic models have been developed and also econometric models have been used in forecasting inflation. However as a result of literature reviews it has been seen that studies using both of these two methods are very few and the studies comparing models use limited numbers of models and variables.

In this study, firstly it is aimed to reveal the model which gives the most successful inflation forecast of Turkey between 2003 and 2011 and many models in literature are tried in this framework. Besides examining the suitability of theoretical models in Turkey, time series models were also tried. As a result of the study, as well as comparing forecasting models, more models and variables are aimed to be contributed to the literature.

Interest rate, exchange rate, money stock and output are defined as inflation dynamics and are used as variables being in a mutual relationship with inflation. In this study in addition to these variables, inflation expectations and uncertainty variables which are thought to explain inflation process are also used. The data of expectation survey which was published by Central Bank of The Turkish Republic since 2003 are used to reflect expectations of economic agencies about inflation and inflation uncertainty was obtained by ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) model. Since the uncertainty variable which was obtained by inflation rate gave insignificant results, inflation uncertainty was obtained by using a defined inflation process.

In the study, as time series, VAR (Vector Autoregressive Model), ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) and ARDL (Autoregressive Distributed Lag) Bound Test approaches were used. The models which also contained inflation expectations and uncertainty variables as inflation dynamics were estimated with both M1 and M2 money stocks definition and the ones that provided successful estimations were preferred. As a result of estimations, VAR and ARIMA models forecasted CPI (Consumer Price Index) annual exchange rate better than CPI monthly exchange rate.

Moreover, CPI monthly exchange rate forecasts of ARDL model were more successful than CPI annual exchange rate forecasts. It is understood that after adding inflation expectation and uncertainty variables, more successful VAR and ARDL models are obtained. Another contribution of the study is presenting very close forecast in comparison with the actual rates via obtaining CPI monthly exchange rate by ARDL Bound Test which was not used before in inflation forecasting in Turkey. Thus these findings will light the way for further studies.

To forecast inflation, Phillips Curve is used as a theoretical model. In Phillips Curve Analysis unemployment rates and GDP (Gross Domestic Product) values are used. CPI annual and/or monthly exchange rates are taken as the dependent variables in whole analysis. None of the forms which are; Traditional Phillips Curve, The Expectations-Augmented Phillips Curve and The Expectations-Augmented Phillips Curve including the NAIRU (Non-Accelerating Inflation Rate of Unemployment) are found suitable in forecasting inflation of Turkey between the data interval of the study. However Expectations-Augmented Phillips Curve in which output gap is used, presented significant results for all used index methods. The model which is estimated by CPI quarterly annual data presents as well successful forecast in quarterly and annual inflation forecast.

In this study Phillips Curve Analysis is presented from Traditional Phillips Curve to Expectations-Augmented Phillips Curve in a wide framework. Like the previous studies that monthly data were used for the applied Phillips Curve, the models using monthly data has been insignificant in this study. Therefore the time series models using monthly data and economic models could not be compared. Only Phillips Curve model presented successful result is Expectations-Augmented Phillips Curve that uses output gap. The limitation of the study is that GDP determinant used in this model is a quarterly data.

ÖNSÖZ

Her ekonominin ve her dönemin sorunu olan enflasyonun modellenmesi konusu enflasyonla mücadele anlamında büyük önem arz etmektedir. Enflasyonu en iyi tahminleyen modeli araştıran çalışma, zaman serisi ve teorik modeller anlamında bir sayısal yöntemler uygulaması olarak sunulmaktadır.

Bu çalışmanın oluşmasında, gerek doktora ders döneminde, gerekse tez aşamasında vermiş olduğu derslerle, büyük emeği olan, ana bilim dalımız içerisinde hepimize huzurlu bir çalışma ortamı sağlayan ve akademik duruşuyla her birimize örnek teşkil eden danışman hocam, rehberim Prof. Dr. Ayşe Anafarta'ya üzerimdeki önemi yadsınamaz emeklerinden dolayı öncelikli şükranlarımı sunarım.

Ayrıca, tez izleme jüri üyem olan değerli hocam, Doç. Dr. Bülent Güloğlu'na da teşekkürlerimi sunmayı bir borç bilirim. Ekonometri yaz seminerini, yüksek lisans ve doktora derslerini takip edebilme şansını yakaladığım, başından sonuna kadar tezimin tüm süreçlerinde yardımlarını, desteklerini ve önerilerini esirgemeyerek, tez çalışmamda yaptığım yoğun ekonometri uygulamalarında beni yönlendirip, bu konudaki danışmanlığıyla tezime önemli katkılarda bulunan Bülent Hocama, tüm emeklerinden dolayı bir kez daha teşekkürlerimi sunarım.

Saygıdeğer hocam Doç. Dr. Can Deniz Köksal'a, doktora ders ve tez dönemindeki akademik katkılarından ve bu süreçte göstermiş olduğu anlayış ve yardımlarından; Prof. Dr. Mehmet Ziya Fırat, Doç. Dr. İrfan Ertuğrul ve Yrd. Doç. Dr. Mehmet Mert hocalarıma göstermiş oldukları ilgi, nezaket ve katkılardan dolayı ayrıca teşekkürlerimi sunarım. Bu süreçte beni yalnız bırakmayan arkadaşlarıma, özellikle Duygu, Onur ve Azer'e, katkılarından dolayı teşekkür ederim.

Son olarak, her zaman beni destekleyen, en zor zamanlarımda yanımda olan, sonsuz sevgi ve şefkat gördüğüm canım anne ve babama; varlığıyla hayatımı anlamlandıran biricik kardeşime ve işime olan saygısı, bana olan sevgisi, tüm katkı, desteği ve olumlu tavrı ile bana kendimi şanslı hissettiren eşime, bu süreçte göstermiş oldukları hoşgörü, anlayış ve destekleri için sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

GİRİŞ

Her ülkede farklı nedenlerle ortaya çıkan ve farklı şiddetlerde kendisini gösteren enflasyon, tüm ekonomilerin ortak sorunudur. Bir ülkede kaynak ve gelir dağılımını bozan, yatırımlarda risk yaratan, para ve maliye politikalarının etkinsizleşmesine neden olan, büyümeyi engelleyen ve bireylerin yaşam standardını aşağıya çeken enflasyon, önemli bir istikrarsızlık kaynağıdır. Enflasyonun yarattığı bu maliyetlerin ortadan kaldırılabilmesi için öngörülmesi büyük önem arz etmektedir. Çünkü beklenen enflasyonun reel değişkenler üzerindeki etkisi çok az veya herhangi bir etki yapmaz şeklinde iken, beklenmeyen enflasyonun taşıdığı belirsizlik enflasyonun en önemli nedenlerinden ve maliyetlerinden birisidir.

Enflasyonun en azından kontrol altına alınabilmesi için açıklanabilmesi çok önemlidir. Bu amaçla enflasyon kavramı ve modellenmesi, iktisatçılar tarafından yıllar boyunca çalışılmış, değişen ekonomik koşullarla birlikte teorilerde de yenilenmeye gidilmiştir. Enflasyon, sadece iktisadi teorik modeller tarafından değil, ekonometrik modeller tarafından da açıklanmaya çalışılmıştır. Türkiye ekonomisinde de, enflasyonun modellenmesi ve öngörülebilmesi, enflasyonun yarattığı maliyetlerden önemli ölçüde kurtulmak anlamına gelmekte, bu sebeple üzerinde itinayla durmayı gerektirmektedir. Türkiye için en uygun enflasyon tahmin modelinin arandığı bu çalışma ile Türkiye enflasyonunun daha belirgin hale getirilmesi ve öngörülebilmesi sağlanmaya çalışılmıştır.

Çalışma ile Türkiye için enflasyonun dinamikleri tanımlanarak, iktisadi ve ekonometrik modeller yardımıyla 2003-2011 dönemine ait en iyi enflasyon tahminini veren modelin bulunması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda yapılan yazın taramasında, sadece iktisadi teori modellerin üzerinde duran veya sadece zaman serisi modellemelerine yer veren çalışmaların çoğunlukta olduğu görülmüştür. Model karşılaşması yapan az sayıda çalışmada da kısıtlı sayıda model ve değişken kullanılmıştır. Bu çalışma ile ilgili yazına hem değişken hem de model anlamında katkı sağlanması hedeflenmiştir. Bu çerçevede, teorik modellerin Türkiye için uygunluğuna bakılmasının yanısıra, uygun olabilecek zaman serisi modellerinin tümüne yer verilmeye çalışılmıştır. Zaman serisi alanında kapsamlı bir uygulama sunan çalışmada, daha önce Türkiye'nin enflasyon tahmininde kullanılmamış modellere yer verilmiştir. Bunun yanı sıra, önceki çalışmalarda enflasyon tahmin sürecine dahil edilmemiş olan enflasyon beklentileri ve belirsizliği değişkenleri de modellere eklenerek etkin tahminler

elde edilmeye çalışılmıştır. Enflasyon belirsizliği değişkeni ayrıca ölçülerek modellere ilave edilmiştir.

Bu çerçevede çalışmanın birinci bölümünde, enflasyon kavramı açıklanmış; tanımı, çeşitleri ve yol açtığı maliyetlerden bahsedilmiştir. Sonrasında, enflasyon belirleyicilerinin irdelendiği bölümde, enflasyon dinamikleri olarak enflasyon tahmin sürecinde kullanılan değişkenlerle ilgili bir yazın özeti sunulmuş, enflasyon tahmin sürecine etki eden değişkenler iktisadi ve istatistikî olarak incelenmiştir. Çalışmada enflasyon dinamikleri olarak faiz oranı, döviz kuru, para arzı, çıktı, enflasyon beklentileri ve enflasyon belirsizliği değişkenleri tanımlanmış, bu belirleyiciler ile enflasyon arasındaki ilişkiler anlatılmış, birbirlerine olan etkileri tartışılmıştır. Değişkenlerin enflasyonla olan etkileşimleri, iktisadi teori zemininde incelenmiş, değişkenler arasında tanımlanan denklemsel bağlantılarla ilişkiler ifade edilmiştir. Bu değişkenlerden, enflasyonun en önemli nedenlerinden ve maliyetlerinden birisi olarak bilenen, yine enflasyonun kendisinin yarattığı enflasyon belirsizliği, ayrıca ölçülerek modellere dahil edilmiş ve ayrıntılı bir şekilde incelenmiştir. Bu çerçevede, enflasyon belirsizliğinin yarattığı etkiler, enflasyon ile belirsizliği arasındaki nedensel ilişkilerden bahsedilmiş; belirsizliğin ölçüm yöntemlerine ve yazın taramasına da yer verilerek, koşullu varyans modelleri üzerinde durulmuştur. Çalışmada kullanılmış olan enflasyon sürecinin koşullu varyans modeli tanıtılarak bölüm sonlandırılmıştır.

Çalışma kapsamında kullanılan tahmin yöntemlerinin anlatıldığı ikinci bölümde, ilk olarak, çalışmada iktisadi model olarak kullanılmış olan Phillips Eğrileri yer almaktadır. Bu kısımda, Geleneksel Phillips Eğrisi'nden başlayarak, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi çeşitlerine yer verilmiştir. Bu bağlamda, Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi ve Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi tanıtılmıştır. Tarihsel gelişimi içinde bir bütün olarak anlatılan Phillips Eğrileri'ne ait alt kısım, Phillips Eğrileri'yle ilgili Türkiye'de yapılan çalışmalardan bahsedilerek sonlandırılmıştır. Ardından gelen diğer alt kısımda ise çalışmada kullanılan zaman serisi modellerinden Vektör Otoregresif (VAR) modeller ve Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (ARDL) Sınır Testi anlatılmıştır. Öncelikle, dünyada zaman serisi kullanarak enflasyon tahminleyen çalışmalara yer verilmiş, onu takiben VAR modeli ve model kapsamındaki testlerden ve analizlerden bahsedilmiş, son olarak ARDL Sınır Testi'ne yer verilmiştir.

Üç bölümden oluşan çalışmanın son bölümünde ise araştırmanın amacı, yöntemi ve kullanılan veriler anlatılmış, Türkiye’de yıllar itibariyle enflasyonun genel seyrinden kısaca bahsedilmiş ve çalışmanın bulguları yorumlanmıştır. Genel itibariyle iki kısımdan oluşan bölümün ilk alt kısmında, zaman serisi uygulamaları, ikinci alt kısmında ise Phillips Eğrileri uygulamaları yer almaktadır. Zaman serisi uygulamalarının öncesinde değişkenlerin durağanlıklarının incelenmesine yer verilmiştir. Bu kapsamda grafik, korelogram ve Ng-Perron Birim Kök Testleri kullanılmış; durağan olmayan değişkenler, durağanlaştırılmışlardır. Sözü edilen alt kısım, kullanılan değişkenlerden enflasyon belirsizliğinin ölçüldüğü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) Modeli uygulaması ile devam etmiş; bu kapsamda kestirilen enflasyon sürecinin koşullu varyans sonuçlarına yer verilmiştir. Alt kısım, enflasyonun VAR, ARDL ve Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama (ARIMA) modelleri ile tahminlenmesi ve karşılaştırılması ile sonlanmaktadır. Öncelikle, VAR modeli tahmin sürecinin adımları uygulanmış, elde edilen tahmin modelinin uygunluk sınamaları yapılarak tahmin sonuçları sunulmuş; takiben Etki- Tepki ve Varyans Ayırıştırması Analizi bulgularına yer verilmiştir. Sonrasında, aylık ve yıllık TÜFE değişim değerleriyle ayrı ayrı kestirilen ARDL Sınır Testi uygulamaları ve takiben ARIMA testi tahminleri verilmiştir.

Üçüncü bölümün ikinci alt kısmında, enflasyon tahmininde Phillips Eğrisi uygulamasına ilişkin bulgulara yer verilmiştir. Bu kapsamda aylık ve çeyrek yıllık veriler için elde edilen Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi ve Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi uygulamaları ile çeyrek yıllık verilerle elde edilen Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi uygulamaları verilmiştir. Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi kestirimlerinin, çeşitli endeksleme yöntemleri ile elde edilen tahmin sonuçları sunulmuştur. Çalışma, tüm zaman serisi ve iktisadi modellerin tahmin performanslarının karşılaştırılması ile sonlandırılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

ENFLASYON VE BELİRLEYİCİLERİ

Ortaya çıkışı çok eskilere dayanan enflasyon, farklı ekonomik yapılarına rağmen tüm ülkelerin ortak sorunu olmayı halen sürdürmektedir. Bir ekonomide enflasyon kısa dönemde kaynak ve gelir dağılımını bozduğu, uzun dönemde ise büyümeyi engellediği için mücadele edilmesi gereken önemli bir istikrarsızlık kaynağıdır (Ataç, 2006, s. 159). Bu nedenle enflasyon, tanımı, kaynakları, ekonomide yol açtığı sorunlar, önlenebilirliği gibi pek çok açıdan iktisatçılar tarafından incelenmiş, değişen ekonomik koşullarla birlikte teorilerde de yenilemeye gidilmiştir.

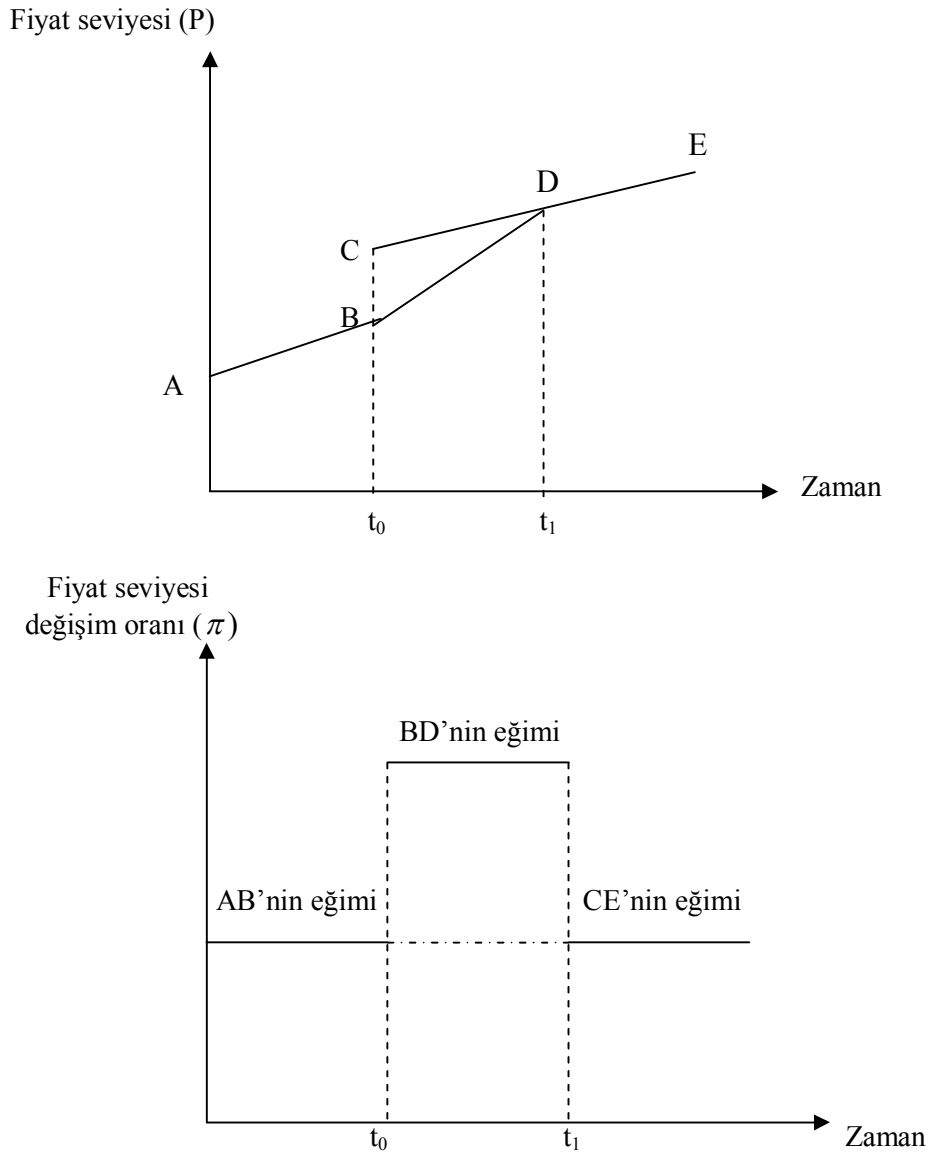
1.1. Enflasyon Kavramı

Enflasyonun en çok kabul gören, genel tanımı Friedman tarafından yapılmıştır. Friedman enflasyonu, fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artışlar, şeklinde tanımlamıştır (Cukrowski ve Kavelashvili, 2002, s.6). Tanımdan da anlaşılacağı üzere, bir ülkede enflasyondan bahsedilebilmesi için, fiyat artışlarının sürekli olması ve bütün malları veya en azından ekonomideki malların büyük bir çoğunluğunu kapsaması gerekmektedir. Dolayısıyla, malların fiyatlarında alım-satım nedeniyle oluşan kısa süreli artışlar enflasyona neden olmayacağı gibi tek bir malın fiyatındaki artış, diğer bir malın fiyatındaki düşüşle dengelenebileceği için tek bir malın fiyatındaki artış da enflasyon olarak adlandırılmaz.

Herhangi bir zamanda kimi malların fiyatları artar, kimisi azalır, kimisi de aynı kalır. Enflasyon fiyatlar genel seviyesindeki sürekli artışlar olduğu için bireysel malların fiyatlarındaki değişimlerle değil, ancak fiyatların bütünleşik ölçümündeki değişimle bulunabilir (Batten, 1981, s. 20). Enflasyonun süreklilik arz etmesi gerekmektedir. Ancak yaşam standardını uzun süre düşürürse, potansiyel milli gelir düzeyini yada büyüme oranını düşürücü etki yapar. Aksi takdirde yaşam standardını düşürdüğünü söylemek güçtür (Parasız, 1998, s. 203).

Ortalama fiyat seviyesindeki sürekli artışlar enflasyonun nedeni olduğu için, bir defalık bazı rastgele şoklarla oluşan artışlar enflasyonla ilişkili değildir. Elbette bu bir defalık artışlar nedeniyle fiyatlar genel seviyesinde bir artış görülecektir. Fakat ekonomi kendini bu şoka

uyarlayacak ve fiyatlar genel seviyesindeki artış oranı değişmeyecektir. Batten (1981, s. 21), Şekil 1.1’de görülen bir örnekle bu durumu açıklamıştır.



Şekil 1.1. Enflasyon Oranı Trendindeki Geçici Parasal Olmayan Şokun Etkisi

Kaynak: Batten, 1981, s. 21

Şekil 1.1’de fiyatlar genel düzeyi ve fiyatlar genel düzeyi değişimi yani enflasyonun zamana göre grafikleri verilmiştir. Fiyatlar genel düzeyi normalde AB doğrusu eğimince sabit hızla artmaktadır. Bu eğim aynı zamanda enflasyonun trend oranını da vermektedir. t_0 anında meydana gelen bir rassal şokla birlikte bu trend yarıda kesilecek ve ekonominin bu duruma kendini uyarlamaya çalışma süreci başlayacaktır. Eğer ekonomi kendini bu şoka hemen uyarlarsa, fiyatlar genel seviyesi B’den C’ye doğru artışa geçer ve enflasyonun trend oranı değişmez (AB ve CE eğimleri özdeştir). Fakat bu uyarlamalar hemen olmayacağı için,

ayarlama periyodu boyunca (t_0 - t_1 arası) fiyatlar genel düzeyi BD eğimi doğrultusunda belli bir oranda artacaktır. Bu doğrunun eğimi trend oranından büyük olacağından, şokun enflasyonu arttırdığı izlenimi doğar. Ancak ayarlama dönemindeki bu yüksek fiyat değişim oranı sürekli bir olay değildir, enflasyon oranının trendinden geçici olarak sapmasıdır. Bu saptamalar ısrarcı olmadığı için enflasyon olarak değerlendirilmez.

Enflasyonun bu genel tanımı haricinde de pek çok tanımı yapılmaktadır. Bronfenbrenner ve Holzman, enflasyonun alternatif tanımlamalarını 4'e ayırmıştır. Bunlar (Bronfenbrenner ve Holzman (1963)'den aktaran Rossi, 2003, s. 4):

1. Enflasyon, çok fazla paranın çok az tüketim malını kovaladığı aşırı talep durumudur.
2. Enflasyon, kişi başına veya toplam para stoğunda veya parasal gelirde artış olmasıdır.
3. Enflasyon, fiyat seviyelerinde öngörülemez durumlar nedeniyle oluşan artışlardır.
4. Enflasyon, döviz kurlarıyla veya altın fiyatlarıyla ölçülen paranın dışsal değerinde yaşanan düşüştür.

İlk iki tanım enflasyonist dengesizliklere nedensel bir tanımlama getirirken, üçüncüsü öngörülebilir ile öngörülemez enflasyon arasındaki farka yoğunlaşmaktadır. Sonuncu tanımlama ise uluslararası enflasyonist etkilere yoğunlaşmıştır.

1929'da yaşanan Dünya ekonomik krizine kadar her 10 veya 15 yılda bir stagnasyon (durgunluk) krizi yaşanırken, 2. Dünya Savaşı izleyen yıllarda enflasyon (talep fazlası) olgusu ön plana çıkmış ve 1970'lerden günümüze kadar hem stagnasyon hem de enflasyonun yaşandığı stagflasyonla karşı karşıya kalınmıştır. Stagflasyon, durgunluk içinde enflasyon anlamına gelmektedir. Bu durumda ülkede yüksek enflasyonun yanı sıra artan oranda bir işsizlik ve durgunluk beraber görülür (Aden, 1992, s. 142).

Enflasyonun tam tersi olan deflasyon ise fiyatlar genel seviyesindeki sürekli düşüşlerdir. 20. yüzyılda çok nadir görülmüş bir durum olan deflasyon, Amerika Birleşik Devletleri (ABD)'de son kez 1955 yılında görülmüştür. Sürekli deflasyonlar, 1890'larda ve 1930'larda olduğu gibi depresyonlarla ilişkilidir. Hükümetlerin istikrar politikalarına aktif olarak geçişle birlikte pek çok gelişmiş endüstriyel piyasaya sahip ülkede derin depresyonlar yok edilmiş ve deflasyon da ortadan kaldırılmıştır (Samuelson ve Nordhaus, 1992, s. 588).

1.2. Enflasyonun Çeşitleri

Enflasyon içinde pek çok ögeyi barındırdığından çeşitli sınıflandırmalara konu olmuştur. Enflasyonun çeşitli kriterlere göre sınıflandırılması Tablo 1.1’de verilmiştir (Rossi, 2003, s.5).

Tablo 1.1. Enflasyonun Çeşitli Kriterlere Göre Sınıflandırılması

Sınıflandırma Kriteri	Türleri
1. Nedenlerine göre	a) Talep enflasyonu b) Maliyet enflasyonu
2. Öngörülmesine göre	a) Tamamen öngörülebilir enflasyon b) Tam olarak öngörülemez enflasyon
3. Şiddetine göre	a) İlmli enflasyon b) Hızlı artan enflasyon c) Hiperenflasyon

Enflasyon oluşma nedenlerine göre talep ve maliyet enflasyonu olmak üzere ikiye ayrılır.

Talep enflasyonu: Ekonominin üretim kapasitesinden daha fazla toplam harcama söz konusu olduğunda fiyatlar seviyesinde oluşan artışlardır. Sürekli ve hızlı bir enflasyonun olduğu yerde, bunun nedeni merkez bankasının aşırı para ihraç etmiş olmasıdır. Kaynakların tamamen istihdam edildiği bir ortamda işletmeler aşırı talebe çıktı değerini arttırarak cevap veremeyeceklerdir. Böylece aşırı talep sınırlı çıktının fiyatlarını arttırarak talep enflasyonuna neden olmaktadır (McConnell ve Brue, 2005, s. 142).

Maliyet enflasyonu: Fiyat seviyeleri, 1970’ler ABD’inde olduğu gibi, toplam harcama aşırı olmasa bile artabilir. Böyle durumlarda fiyatlar genel düzeyi artarken hem çıktı düzeyi hem de istihdam azalır. Maliyet enflasyonu, tüm harcama seviyeleri için birim başına üretim maliyetlerindeki artışın neden olduğu enflasyondur. Bu maliyetlerin artması, kar oranlarını azaltacak ve işletmelerin piyasaya istediklerinden daha az çıktı arz etmelerine neden olacaktır. Sonuç olarak ekonomide mal ve hizmet arzı düşecek, fiyatlar artacaktır. Maliyet enflasyonunda, maliyetler, fiyatları yukarı iterken; talep enflasyonunda talep fiyatları yukarı çekmektedir (McConnell ve Brue, 2005, s. 143).

Enflasyonun beklentiler doğrultusunda çıkıp çıkmaması ise tamamen öngörülebilir ve tam olarak öngörülemez enflasyon şeklinde iki kategorili sınıflandırmaya neden olmuştur.

Tamamen öngörülebilir enflasyon: Bireylerin bekledikleri enflasyonun meydana gelmesidir. Bu durumda bireyler enflasyonun kötü etkilerinden kaçabilirler. Bireyler, gelirlerini beklenen fiyatlara göre ayarlamak suretiyle enflasyonun etkilerini azaltabilirler (Colander, 2001, s.504 ve McConnell ve Brue, 2005, s. 146).

Tam olarak öngörülemez enflasyon: Bireyler için sürpriz olan enflasyondur (Colander, 2001, s. 504). Bu durumda belirsizlik ortamı oluşur ve belirsizlik enflasyonu daha da pekiştiren bir durumdur.

Enflasyon değişik şiddet seviyelerinde kendini gösterir. Bu açıdan da üç kategoride sınıflandırılabilmiştir: İlmli Enflasyon, Hızla Artan Enflasyon ve Hiperenflasyon.

İlmli enflasyon (Moderate inflation): İlmli enflasyon, fiyatların yavaş yavaş artış göstermesi olup, tek basamaklı yıllık enflasyon oranları olarak da düşünülebilir. Fiyatlar nispeten durağan olduklarında insanların ekonomiye inançları artacak, uzun dönem yatırımlara yöneleceklerdir (Samuelson ve Nordhaus, 1992, s. 592). Merkez bankaları arasında düşük enflasyonun uzun dönemli ekonomik büyüme için önemli etken olduğu ortak bir kanıdır (Nell, 2000, s. 1).

Hızla artan enflasyon (Gallopıng inflation): Yıllık enflasyon oranı, % 20, % 100 veya % 200 gibi iki basamaklıdan üç basamaklıya geçtiğinde hızla artan enflasyondan söz edilir. Arjantin ve Brezilya gibi bazı Latin ülkelerinin, 1970'ler ve 1980'lerde yıllık enflasyon oranlarının % 50'den % 700'lere çıkması bu enflasyon türüne örnek olarak verilebilir. Bir kez hızla artan enflasyon baş gösterdiğinde ekonomide de bozulma başlar. Para değerini kaybeder, insanlar sadece günlük harcamalar için küçük bir para açığa çıkarırlar, finansal piyasalar değer kaybeder (Samuelson ve Nordhaus, 1992, s. 592).

Hiperenflasyon (Hyperinflation): Enflasyonun bir üçüncü ve öldürücü şiddeti olan süreci hiperenflasyondur. Hiperenflasyon, en az bir yıllık bir periyodu kapsayan zaman periyodu içerisinde aylık enflasyon oranının % 50'yi aştığı enflasyonist süreç olarak tanımlanmaktadır (Fischer vd., 2002, s. 2). Bir ülkenin parasal sistemini felç eden bu enflasyon türünde, fiyatlar yıllık bir milyon hatta bir trilyon artar. Hiperenflasyon, 1920'lerde Almanya Weimar Cumhuriyeti'nde meydana gelmiştir. Ocak 1922'den Kasım 1923'e kadar fiyatlar 1'den 10 000 000 000'e çıkmıştır. Hiperenflasyonda paraya olan gerçek talep sert bir biçimde düşer, göreceli fiyatlar ve ücretler yüksek değişkenliğe sahip olurlar. Bu oynaklık ise çok büyük bir enflasyon maliyeti demektir (Samuelson ve Nordhaus, 1992, s. 593).

1.3. Enflasyonun Maliyeti

Enflasyonun maliyetlerinden birisi gelir dağılımının yeniden oluşmasıdır. Gelir dağılımı adaletsiz bir şekilde yeniden oluşur. Enflasyonun bu etkisi genellikle sabit gelire sahip bireyleri mağdur eder. Sabit gelire sahip bireyin geliri, fiyatların artmasıyla birlikte gerçekte düşmektedir.

Enflasyonun yarattığı belirsiz ortam, bireylerde gelecekte fiyatların nasıl olacağına dair bir netlik yaratmadığından yaptıkları anlaşmalarda zarar görme ihtimali ortaya çıkar. Enflasyonun öngörülemezliği borçlu ve alacaklılara bir maliyettir. Enflasyonun beklenenden yüksek çıkması borçlunun, düşük çıkması ise alacaklının yararınadır.

Enflasyon ayrıca idari maliyetlere ve etkinsizliklere neden olmaktadır. Öngörülemeyen enflasyon örneğin faiz oranlarına etki eder, artan faiz oranları nedeniyle parayı nakit tutmanın maliyeti artacak, bireyler paralarını bankaya yatırma yolunu seçeceklerdir. Öngörülemeyen enflasyon ticari anlamda yanlış kararlar vermeye neden olarak etkinsizlik yaratmaktadır.

Eğer enflasyonun öngörülemezliği sürekli bir hal almışsa, ekonomik yatırımların riski artacaktır. Belirsiz bir ortamda yatırımcı uzun vadeli anlaşmalar yapmaktan kaçınacak ve yatırımların düzeyi düşecek, bu da ekonomik büyümenin yavaşlamasına neden olacaktır. (Case ve Fair, 1999, s. 550- 553; Colander, 2001, s. 505).

1.4. Enflasyona Etki Eden Faktörler

Ekonomideki fiyatlar genel düzeyinin yükselmesi olarak tanımlanan ve bunun sonucunda paranın değerinin dolayısıyla yaşam standardının düşmesine neden olan enflasyon kavramı ve oluşma nedenleri yıllar boyunca araştırılmıştır. Bu karmaşık ekonomik hayatta pek çok makro ekonomik değişken enflasyonun nedeni olurken, enflasyon da pek çok makro ekonomik değişkeni etkilemektedir.

Enflasyonu açıklamada iktisadi modeller kullanıldığı gibi istatistiki modeller de kullanılarak değişkenlerle enflasyon arasındaki ilişkiler ortaya konulmaya çalışılmaktadır. Yapılan ampirik çalışmalarda enflasyonu açıklamada çok sayıda değişkene başvurulmaktadır. Örneğin, Fritzer vd. (2002), Avusturya'nın enflasyonunu tahminledikleri çalışmalarında, endüstriyel üretim, endüstrideki siparişler (toplam akış), para piyasası oranları, faiz oranları,

ikincil market getirileri (hükümet bonoları), döviz kurları, Almanya geçim endeksi, üretici fiyat endeksi, ciro edilmiş standart ücret oranı endeksi, satış fiyatı beklentileri, dünya pazarı fiyat endeksi, toptan fiyat endeksi, çalışan sayısı, yeni araç kayıtları, turizm (toplam konaklama), parasal bütünleşme değişkeni, özel sektöre olan borçlanma ve petrol fiyatlarını enflasyonun dinamikleri olarak Vektör Otoregresyon (VAR) analizine dahil etmişlerdir.

Enflasyonun dinamikleri üzerine çalışmış olan Alper ve Uçer (1998), VAR modeli dahilinde fiyatlar, döviz kuru, M1, M2, M2Y para arzı değişkenleri ve üç tane dışsal değişken (bir sabit, 1994 yılında oluşan kriz için kukla değişken ve kontrol değişkeni olarak toptan eşya enflasyonu bileşeni) kullanılmış, sonuçta enflasyonun en önemli belirleyicisi yine kendinin olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Özcan vd. (2004) çalışmalarında enflasyon ile ev kiralari arasında pozitif bir korelasyon saptarlarken, enflasyonda güçlü bir atalet olduğunu da ortaya koymuşlardır.

Bikker (1998), Bayesian Vektör Otoregresif (BVAR) modelinde tüketici fiyat endeksini, Gayri Safi Milli Hasıla (GSMH) deflatörü, para arzı, döviz kuru, ihracat fiyatları, ithalat fiyatları, ücretler, kısa dönem faiz oranları, uzun dönem faiz oranları, gerçek GSMH, özel sektör tüketimi, ticari sabit yatırımlar, ticari denge, endüstriyel üretim değişkenleri ile birlikte analiz etmiştir.

VAR analizi yardımıyla enflasyonu tahminleyen Hèctor ve Valle (2002), enflasyonun dinamikleri olarak petrol fiyatları, faiz oranları, para arzı, döviz kurları ve çıktı büyümesini; Öniş ve Özmucur (1990), döviz kuru, para arzı ve ihracat verilerini; Önder (2004), para arzı ve faiz oranlarını; Günçavdı vd. (2000) ise para stoku, döviz kurları, üretim ve faiz oranlarını almışlardır.

Agénor ve Hoffmaister (1997), enflasyon, para arzı, değişim oranları, ücret ve çıktı açığı arasındaki kısa dönem ilişkileri VAR modelleri ile araştırmışlar ve incelenen dört ülke için de ücret artışının enflasyonu arttırdığını bulunmuşlardır. Celasun vd. (2003), kurdukları enflasyon regresyon denkleminde, açıklayıcı değişken olarak ücret, döviz kuru, beklenen enflasyon, nispi fiyatlar ve ithalat değişkenlerini almışlardır.

Çalışma dahilinde yapılan zaman serisi uygulamalarında kullanılacak değişkenler, ampirik çalışmalar ve teorik tartışmalar doğrultusunda seçilmiştir. VAR ve Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (ARDL) Sınır Testi analizlerinde faiz oranları, döviz kurları, para stoku (para

arzı), üretim (çıktı), enflasyon beklentileri ve enflasyon belirsizliği değişkenlerinin enflasyonun dinamikleri olarak kullanılması uygun görülmüştür. Sonraki kısımda, bu değişkenlerle enflasyon arasındaki ilişkilerden bahsedilmiştir.

1.4.1. Enflasyon ve Faiz Oranları

En önemli makro ekonomik değişkenlerden biri olan faiz oranları, şimdiki zamanla gelecek zamanı birbirine bağlayan fiyatlardır. İktisatçılar bankanın verdiği faiz oranını nominal faiz oranı, satın alma gücünde oluşan artışı ise reel faiz oranı olarak adlandırmaktadırlar (Mankiw, 2009, s. 100).

Enflasyon ile faiz oranı arasındaki ilişki Fisher denklemi ile açıklanır. (Beklenen) reel faiz oranını, nominal faiz oranından beklenen enflasyonun farkı şeklinde ifade eden Fisher denklemi:

$$r^e = i - \pi^e \quad (1.1)$$

şeklinde yazılır. Burada r^e : (beklenen) reel faiz oranını; i : nominal faiz oranını ve π^e : beklenen enflasyon oranını göstermektedir.

Uzun dönemde ekonomi, tam istihdam çıktı düzeyine dönerken, reel faiz oranı da tam istihdam düzeyindeki uzun dönem reel faiz oranına (r^*) döner ve fiili ile beklenen enflasyon oranları birbirine yakınsar. Bu durumda, uzun dönem değerleri, $r^* = r^e$ ve $\pi^* = \pi$ olacağından, uzun dönem Fisher denklemi,

$$i = r^* + \pi \quad (1.2)$$

şeklinde ifade edilir. Bu denklem, uzun dönemde tüm uyarlamalar olduğunda enflasyondaki bir artışın tümüyle nominal faiz oranlarına yansıdığını anlatır. Nominal faiz oranları, enflasyondaki artışla birebir yükselir (Dornbusch ve Fischer, 1998, s. 498). Enflasyondaki artış, nominal faiz oranlarını birebir arttırmakta, fakat reel faiz oranlarını etkilememektedir. Enflasyon ve nominal faiz oranları arasında böyle bir ilişkinin oluşmasının nedeni, uzun dönemde reel faiz oranının enflasyon oranını etkileyen parasal dengesizliklerden etkilenmemesidir. Yani, reel faiz oranı uzun dönemde sabittir (Şimşek ve Kadılar, 2006, s.99).

1.4.2. Enflasyon ve Döviz Kurları

İki ülke arasındaki döviz kuru, bu iki ülkenin yerleşiklerinin birbirleriyle ticaret yaptıkları fiyat olarak tanımlanır ve reel ve nominal olmak üzere ikiye ayrılır. Nominal döviz kuru, iki ülke paralarının göreceli fiyatı iken; reel döviz kuru, iki ülkenin mallarının göreceli fiyatıdır. Reel döviz kuru:

$$R = \frac{e \times P}{P_f} \quad (1.3)$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada, R : reel döviz kurunu, e : nominal döviz kurunu, P : yurtiçi fiyat düzeyini ve P_f : yurtdışı fiyat düzeyini ifade etmektedir (Mankiw, 2009, s. 145-147).

Reel döviz kurunda meydana gelen düşüş, yerli malların yabancı mallara göre daha ucuz bir hale geldiği anlamını taşır. Bu durum, yerli ve yabancı tüketicileri, o ülkenin mallarından daha çok satın almaya, diğer ülkelerin mallarından ise daha az satın almaya yönlendirir. Böylece ihracat artacak, ithalat düşecek ve bu iki değişiklik net ihracatı yükseltecektir. Ters durumda, yani reel döviz kuru arttığında, yerli malların fiyatları, yabancı mallara göre daha pahalı olacak ve böylece net ihracat azalacaktır (Mankiw, 1998, s. 372).

Enflasyon ile döviz kuru arasındaki ilişki göreceli satın alma gücü paritesi ile kurulabilmektedir. Satın alma gücü paritesi kuramı, döviz kurlarının, temelde iki ülke arasında fiyat düzeyi hareketlerindeki farklılıkların bir sonucu olarak, dış ticaret hadlerini sabit tutacak şekilde belirlendiğini savunan kuramdır. Kuram, döviz kuru hareketlerinin ülkeler arasındaki enflasyon oranları farklılığını yansıttığını ileri sürer. Kurama göre (1.3) numaralı denklemdeki yurtiçi veya yurtdışı fiyatlarından herhangi biri değiştiğinde, nominal döviz kuru, reel döviz kurunu sabit tutacak şekilde değişir (Dornbusch ve Fischer, 1998, s. 631). Göreceli satın alma gücü paritesi,

$$\frac{e_t - e_{t-1}}{e_{t-1}} = \pi_{i,t} - \pi_{d,t} \quad (1.4)$$

şeklinde formülize edilmektedir. Burada $\pi_{i,t}$: yurtiçi enflasyon oranını, $\pi_{d,t}$: yurtdışı enflasyon oranını ve e : nominal döviz kurunu göstermektedir.

Denkleme göre döviz kurlarındaki değişim, iki ülkenin enflasyon oranları arasındaki farka bağlıdır. Yurtiçi enflasyon oranı, yurtdışı enflasyon oranından ne kadar fazla olursa, döviz kuru da o kadar artacaktır. Aksi durumda, yurtiçi enflasyon oranı, yurtdışı enflasyon oranından ne kadar az olursa, döviz kuru da o kadar azalacaktır (Krugman ve Obstfeld, 2003, s. 391-392).

1.4.3. Enflasyon ve Para Arzı

Bir ekonomideki mevcut para miktarı para arzı olarak adlandırılır. Emtia para için para arzı basit bir şekilde bu emtianın miktarıdır. Para alışverişlerde kullanılan varlıkların stoku olduğu için para miktarı bu varlıkların miktarına eşittir. Para miktarı içinde sayılacak en açık varlık nakit yani tedavüldeki kâğıt ve madeni paraların toplamıdır (Mankiw, 2009, s. 89-90). Bunun dışında vadeli ve vadesiz mevduatlar da para stoku içinde yer alırlar, barındırdığı varlıklara göre çeşitli para stokları tanımlanır.

Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB), 2005 yılı Aralık ayından itibaren para stoklarının tanımlarını şu şekilde kullanmaktadır:

M1: Dolaşımdaki para + vadesiz mevduat (TL, yabancı para)

M2: M1 + vadeli mevduat (TL, yabancı para)

M3: M2 + repo + para piyasası fonları

(<http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/parabank/degisiklik2.html>)

Enflasyon ile para arzı arasındaki ilişki klasik iktisatçılar tarafından ortaya atılan ‘paranın miktar teorisi’ kapsamında değerlendirilmektedir. Klasiklerin para piyasalarındaki dengeyi ve enflasyonun oluşma sebeplerini açıklamak için kullandıkları bu teori, enflasyonu yani fiyatlar genel düzeyindeki devamlı yükselmeleri, para arzındaki artış hızına bağlamaktadır. Bu yaklaşıma göre, ekonomideki para miktarı (para arzı) arttıkça, satın alınan mal ve hizmet miktarının sabit kalması halinde fiyatlar yükselecektir.

İlk kez Fischer tarafından ortaya atılan miktar teorisi,

$$M \times V = P \times T \quad (1.5)$$

şeklinde ifade edilir. Burada M , para arzını, V , paranın el değiştirme hızını (dolanım hızı), P , fiyatlar genel düzeyini ve T , işlem hacmini göstermektedir.

Denklemin sağ tarafı yapılan ödemeler toplamını ifade eder. T , bir yıllık mal ve hizmet satın alma sayısı, P , tipik bir işlemin fiyatı olmak üzere, $P \times T$, bir yılda değiş tokuş edilen TL'nin sayısına eşittir. Denklemin sol tarafı ise ekonomideki işlem hacminin parasal değerini gösterir (Kepkep, 1991, s. 14-15).

Klasiklere göre para talebi istikrarlı varsayıldığından, sabit dolanım hızı varsayımı söz konusudur. Yine ekonomi tam istihdamda varsayıldığından üretim hacmi de değişmeyecektir. Sonuç olarak, mübadele denkleminde T ve V sabit olduğuna göre, para miktarı M değiştiğinde, denklemin sağ yanında yer alan fiyatlar genel düzeyi P , para miktarıyla aynı yönde ve aynı oranda artacaktır. Kısacası bu analiz, para arzındaki büyümenin enflasyon oranını belirlediği anlamına gelmektedir.

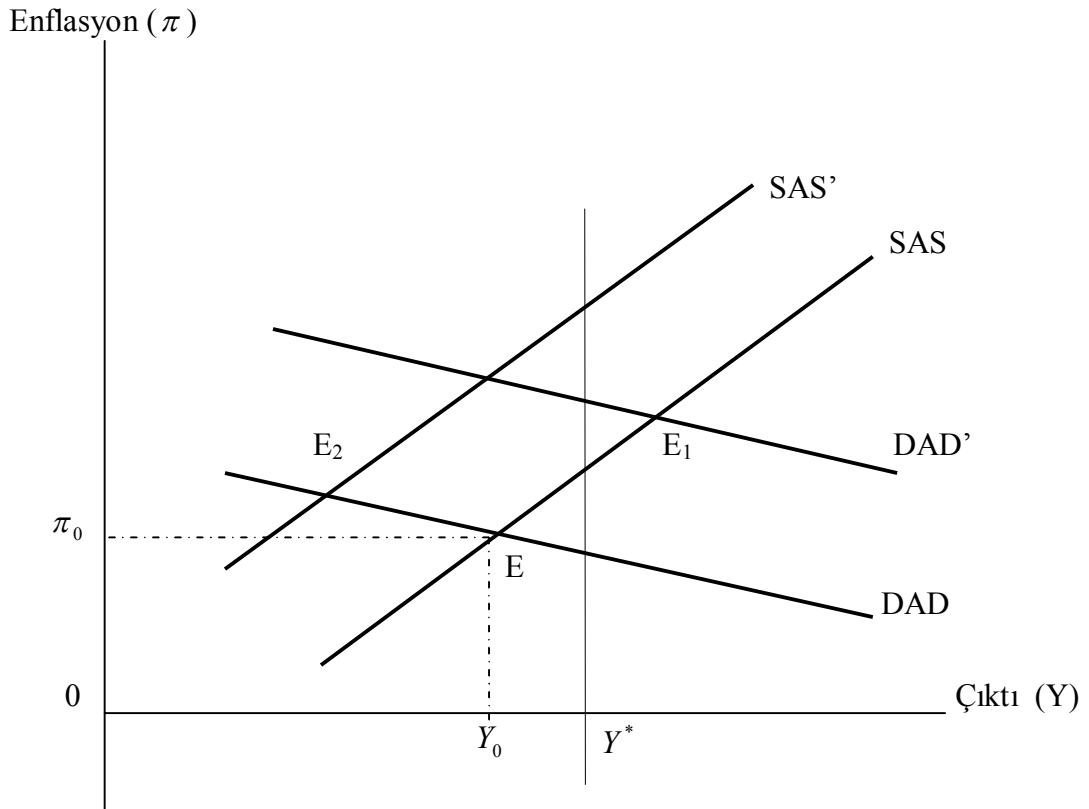
Para arzı büyüme hızındaki sürekli bir artış uzun dönemde enflasyon oranında eşit bir artışa yol açmaktadır. Uzun dönemde parasal bir genişlemenin olması, rekabet gücünde bir değişiklik olmaksızın dövizde bir değer kaybına ve daha yüksek fiyatlara yol açmaktadır. Para arzındaki artış, talep eğrisini aşağı doğru kaydırarak, ekonominin dünya düzeyinin altında bir faiz oranında dengeye gelmesine neden olur. Sermaye kaçıışı, dövizin değer kaybetmesine yol açarak, arz eğrisinin yukarıya doğru kaymasına neden olur. Bu durumda ekonomi aşırı istihdamla karşı karşıya geldiği için fiyatlar yükselir. Yükselen fiyatlar sonrası reel balanslar azalır, faiz oranları artar. Arz eğrisi geriye doğru kayarak sermaye girişini sağlar ve değerlemeye yol açar. Sonuçta uzun dönemde çıktı normale döner, para arzı, fiyatlar ve döviz kuru aynı oranda artar (Dornbusch ve Fischer, 1998, s. 628).

1.4.4. Enflasyon ve Çıktı

Üretim faktörleri ve üretim fonksiyonu çıktı düzeyini (Y) belirler. Gayri Safi Yurtiçi Hasıla (GSYİH) cari dönemde üretilen çıktının değerinden oluşur. Ekonominin üretken kapasitesi reel GSYİH'yı, para miktarı nominal GSYİH'yı belirlemektedir. GSYİH deflaktörü ise nominal GSYİH'nın reel GSYİH'ya oranıdır (Mankiw, 2009, s. 95-96).

Enflasyon oranını ve çıktı düzeyini toplam arz ve toplam talep belirler. Şekil 1.2, toplam arz (SAS) ile toplam talep (DAD) eğrilerini göstermektedir. Piyasa ilk başta enflasyon oranının, π_0 ve çıktı düzeyinin, Y_0 olduğu E noktasında dengededir. Toplam arz ve talebi kaydıracak herhangi bir değişken, enflasyon ile çıktının fiili düzeyini etkileyecektir. Parasal büyüme oranındaki bir artış, toplam talep eğrisini para arzındaki artışla aynı miktarda

yukarıya kaydırır. Bu nedenle çıktı artar ve enflasyon yükselir. Yeni denge noktası E_1 olur. Toplam arz eğrisinin yukarıya doğru kayması da enflasyon oranını yükselterek çıktının düşmesini sağlar. Bu durumda da denge noktası E_2 olur (Parkin, 2005, s. 246-247 ve Dornbusch ve Fischer, 1998, s. 485-486). Enflasyona neden olan değişkenlerde meydana gelen ani ve beklenmedik artışlar, üretim maliyetlerini etkileyerek maliyet enflasyonuna sebep olur. Fiyatlar arttığında mal ve hizmetlere olan talep düşecek, işsizlik artacaktır. Maliyetlerde oluşan artış kar marjlarını da düşürerek üretilen çıktının azalmasına neden olacaktır (McConnell ve Brue, 2005, s. 147).



Şekil 1.2. Enflasyon ve Çıktı (Kısa Dönemde)

Kaynak: Dornbusch ve Fischer, 1998, s. 485

Enflasyon ile çıktı düzeyi arasındaki ilişkiye dair yaklaşımların başında Phillips Eğrisi gelir. Bu yaklaşım, yüksek enflasyonun, düşük işsizlik oranının oluşmasına katkıda bulunarak ekonomik büyümeyi arttırdığını varsaymaktadır. Çıktı açığını içeren Phillips Eğrisi sonraki kısımlarda ayrıntılı olarak incelenmiştir.

1.4.5. Enflasyon ve Beklentiler

Enflasyonun en önemli nedenlerinden biri enflasyon beklentileridir. Bireylerin enflasyon beklentisiyle hareket etmeleri, enflasyonist baskıları kökleştiren bir unsurdur. Bireyler, güven ortamının olmadığı bir ekonomide uzun vadeli yatırım yapmaktan kaçınıp spekülasyon amaçlı yatırım yapmaya yönelirler. Fiyatların sürekli artacağı beklentisiyle hareket eden satıcı, daha yüksek fiyatla satabileceği inancıyla arzı kısar; alıcı ise ilerde daha yüksek fiyattan almamak için bir an önce satın almaya yönelir. Bu iki yanlı spekülasyon ise arz ve talep akışını daha da bozarak enflasyonun şiddetlenmesine hizmet eder (Kılıçbay, 1984, s. 51).

Enflasyonun artarak yerli paranın değer kaybedeceğini düşünen bireyler, dövizle yönelirler. Bu da yerli para cinsinden fiyatların artarak, enflasyonun oluşmasına neden olur. Ayrıca ekonomideki muhtemel iç ve dış şok beklentileri de ekonomik faaliyetleri aksatan ve enflasyona neden olan faktörlerden biridir. Diğer yandan, enflasyonun kalıcı olacağı inancı da mevcut tüketimi arttıracaktır. Tüketim mallarına olan bu talep artışı, özel imalat sektörünün fiyatlamaya, üretim ve yatırım davranışlarını etkileyecektir. Talep artışından kaynaklı fiyatlar hızla artarak enflasyona neden olacaktır (Parasız, 1991, s. 96).

Bir ülkede enflasyon başlayınca, ekonomik ajanlar fiyat yükselişinden zarar görmemek için gelirlerini yükseltme yollarını ararlar. Toplu sözleşme yapan çalışanlar ücret pazarlığına enflasyon oranını hesaba katarak başlarlar. Enflasyon beklentisiyle fiyatların bu şekilde yükselmesi, toplam arz eğrisini yukarı doğru kaydırarak arz yönlü enflasyonu besleyecektir. Fiili enflasyonda oluşan bu artış, enflasyon beklentilerinin daha da yükselmesine neden olacak ve böylece sürekli bir enflasyonla karşı karşıya kalınacaktır (Lipsey vd., 1984, s. 286).

Beklentilerin ekonomide oynadığı rol, iktisatçılar tarafından her zaman kabul görmüş, fakat ekonomik modellerinde çoğunlukla göz ardı ettikleri bir konu olmuştur. İktisatta üç tür beklentiden söz edilir. Bunlardan ilki Keynesyenlerin tanımladığı dışsal beklentilerdir. Beklentilerin nasıl oluştuğuyla ilgilenmeyip, beklentileri modellerine sadece dışsal değişken olarak alan bu yaklaşımda, analizlere beklentilerdeki değişikliğin sadece sonuçları yansıtılmıştır (Paya, 1998, s. 388).

Beklenti kavramına modellerinde ilk kez tam anlamıyla önem veren Parasalcılar, uyarlayıcı (adaptif) beklentilerden söz etmektedirler. Yani ekonomik beklentilerin sadece geçmiş deneyimlerle şekilleneceğini kabul etmişlerdir. Tabi bu durumda, iktisadi aktörlerin,

beklentilerini oluştururken, ileride ortaya çıkabilecek gelişmeleri göz ardı ettikleri kabul edilmiştir. Uyarlanmış beklentiler,

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + j(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) \quad 0 < j < 1 \quad (1.6)$$

şeklinde formülize edilmektedir. Burada, π : enflasyon oranını, π^e : beklenen enflasyon oranını ve j : ayarlama faktörünü göstermektedir. Eğer gerçekleşen enflasyon, beklentilerden farklı ise tahmin hatası var demektir. Bu durumda, beklenen enflasyon oranı, j oranıyla aşağı veya yukarı doğru giderek gerçekleşen enflasyona eşit olacak şekilde düzeltilecektir (Orhan ve Erdoğan, 2002, s. 189-190; Paya, 1998, s. 339-342).

Üçüncü beklenti ise Rasyonelci teorisyenler tarafından tanımlanan, bireylerin bugün için ellerindeki bilgileri en iyi şekilde kullanarak, ortalama olarak en iyi tahmini ortaya koydukları rasyonel beklentiler kavramıdır. Bu yaklaşıma göre bireyler, beklentilerini sadece geçmiş dönem verileri ile değil, cari dönem verileri ile de belirlerler. Bütün bireyler ve firmalar, ekonominin işleyiş sürecini en iyi şekilde algılayarak, mevcut bütün bilgilerden yararlanır ve en rasyonel beklentileri oluştururlar. Bu teoriye göre iktisadi birimler, sadece tüm bilgileri edinmenin mümkün olmaması durumunda isabetli olmayan kararlar verebilirler. Fakat bu hatalar sistematik olmayacaktır. Bireyler, hata kaynağını bularak aynı tür hatayı tekrarlamayacaklardır (Dornbusch ve Fischer, 1998, s.482). Rasyonel beklentiler teorisi ise:

$$\pi_t^e = \pi_t + e \quad (1.7)$$

şeklinde formülize edilebilir. Denklemden anlaşıldığı üzere belirsizlik söz konusu olmadığında enflasyon beklentileri ile enflasyon birbirine eşit olacaktır (Paya, 1998, s. 342).

Enflasyonla beklentiler arasındaki iktisadi ilişki Parasalcılar tarafından geliştirilen beklentilerle genişletilmiş Phillips Eğrisi ile açıklanmıştır. Ekonomide beklenmeyen bir enflasyon artışı, işçiler ücretlerini yeni duruma hemen uyarlayamayacaklarından (beklentiler uyarlamacı olduğundan), reel ücretlerde düşüşe neden olacaktır. Emek talebinde oluşan artışlarla işsizlik azalacaktır. Bir süre sonra reel ücretlerindeki düşüşü fark eden çalışanların, yüksek ücret talepleri sonucunda uzun dönemde ekonomi tekrar doğal işsizlik oranına, hem de şimdi daha da yükselmiş olan enflasyon oranıyla birlikte dönecektir. Rasyonel Bekleyişler

Teorisine göre ise Philips Eğrisindeki enflasyon ile işsizlik arasındaki ters yönlü ilişki kısa dönemde bile mevcut değildir.

Türkiye’de enflasyon beklentilerini belirlemek için çeşitli anketler yapılmaktadır. Bunlardan en önemlisi TCMB tarafından gerçekleştirilen Merkez Bankası Beklenti Anketidir. Anket, mali ve reel sektörde karar alıcı ve uzman kişilerle, profesyonellere uygulanmaktadır. Her ayın birinci ve üçüncü haftalarında olmak üzere ayda iki kez uygulanmakta olan anketin kitlesi çok büyük olmadığı için, sadece seçilmiş gönüllü katılımcıların paneli oluşturmaya dayanan olasılık dışı örnekleme metodu kullanılmaktadır. Anket, 3 Ağustos 2001 tarihinde, pilot çalışma olarak uygulanmaya başlanmıştır. Ankete katılımcı sayısında istikrarın sağlanmasını ve anket soruları ile ilgili tereddütlerin giderilmesini takiben, elde edilen toplu sonuçlar geçmiş verileri de içerecek biçimde 12 Mart 2002 tarihinden itibaren T.C. Merkez Bankası WEB sitesinde zaman serisi olarak yayınlanmaya başlanmıştır (<http://www.tcmb.gov.tr/>).

Türkiye’de bu anketin dışında, İTO (İstanbul Sanayi Odası) tarafından, ilk 500 büyük firma ve ikinci 500 büyük firma sıralamasında yer alan özel sektör firmalarının, ankete katılım talebine olumlu yanıt veren üst düzey yöneticilerine uygulanan aylık bir anket çalışması olan İktisadi Yönelim Anketi (İYA) vardır. 1987 yılında başlayan anket, üretici fiyat endeksiyle ilgili beklentileri toplamaktadır (<http://www.tcmb.gov.tr/>).

Bir diğer anket ise 2003 yılında Devlet İstatistik Enstitüsü ile Merkez Bankası işbirliği çerçevesinde başlayan Tüketici Eğilim Anketidir. Aylık olarak uygulanan anketin kapsamı iktisadi faaliyet geliri olan tüm fertlerdir (<http://www.tcmb.gov.tr/>). 2005 Ekim’de Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu (BDDK) tarafından yapılmaya başlanan Bankacılık Sektörü Yönetici Kesimi Beklenti Anketi (<http://www.bddk.org.tr/>), 1998 yılından itibaren İTO tarafından üyelerine yapılan 6 aylık periyotlu Ekonomik Durum Tespiti Anketi (<http://www.iso.org.tr/>) ve Uluslararası Yatırımcılar Derneği (YASED) tarafından 2008 Mart’ta başlatılan ve 6 ayda bir yapılan Barometre Anketi de Türkiye’de yapılan diğer beklenti anketlerine örnektir (<http://www.yased.org.tr/>).

1.4.6. Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği

Belirsizlik, insan davranışları ve ekonominin geneli üzerinde bazı etkiler yaratan bir kavramdır. İçinde belirsizlik barındıran çok değişkenli yapılarda, her zaman beklenmedik anlarda beklenmedik olaylar olma olasılığı söz konusudur. Bu durumda karar birimleri eksik bilgiye sahip oldukları için hata yapma ihtimaliyle karşı karşıya kalırlar.

Belirsizlik kavramı, iktisat ekolleri tarafından çeşitli şekillerde yorumlanmıştır. Klasik iktisatçılar, tam bilgi varsayımını benimsemiş olup, geleceğin tam olarak öngörülebileceğini savunurken; Avusturya İktisat Okulu, bireyin bilgisinin sınırlı olduğunu savunmaktadır. Yeni Klasik İktisat, rasyonel beklentiler kavramını ön planda tutarken; Post Keynesyen İktisat ise ergodik süreçlerde (geleceğin sadece geçmişin istatistiksel bir yansıması olarak ifade edildiği süreçler) rasyonel beklentilerin, ergodik olmayan süreçlerde ise mutlak belirsizliğin hakim olduğunu savunmaktadır.

Kuramsal olarak ilk kez A. Smith tarafından ele alınan belirsizlik, 20. yy'da Knight, Hutchison, Shackle ve Keynes gibi iktisatçılar tarafından tekrar incelenmeye başlanmıştır. Bunlardan Knight, risk ve belirsizlik altında davranışları incelemiş ve iki kavram arasındaki farklılıkları ortaya koymuştur. Knight'ın en önemli katkılarından biri, iktisadi karar birimlerinin karar ve eylemlerini belirleyen asıl faktörün risk değil, belirsizlik olduğunu söylemesidir. Ona göre, belirsizlik altında karar alma ve eyleme geçme, belirleyici konuma sezgileri, eğilimleri, kanaatleri taşımaktadır ve belirsizlik eksik bilgi değil, bilgi ile boşluğu doldurulamayan bir olgudur (Yalçınkaya, 2004, s. 5-7). Risk, bir tehlikenin ortaya çıkma olasılığı ile ilgili olduğundan tehlike ve olasılık şeklinde iki boyuta sahiptir. Belirsizlik ise riski kapsamaktadır ve onun da bilgisizlik ve sürpriz-şok olmak üzere iki boyutu vardır. Risk, dönem başında belli bir tehlikenin gerçekleşmesine ilişkin olasılık hesaplaması yapılarak öngörülebilen ve buna göre önlem alınabilen bir kavramken; belirsizlik, ancak şok ortaya çıktığında anlam kazanmaktadır. Belirsizlikte öngörülemezlik ve önlem alınamazlık öne çıkmaktadır (Yalçınkaya, 2004, s. 9).

1.4.6.1. Enflasyon Belirsizliği Kavramı

İkinci Dünya Savaşından sonra artan enflasyon oranları ile birlikte enflasyon ve enflasyonun ekonomik değişkenler üzerinde yapmış olduğu etkiler üzerinde yoğun bir şekilde durulmaya başlanmıştır. Beklenen enflasyonun reel değişkenler üzerindeki etkisi çok az veya

herhangi bir etki yapmaz şeklinde iken, beklenmeyen enflasyonun en azından kısa dönemde reel değişkenler üzerinde etkisi olduğu kabul edilmektedir. Çünkü öngörülmeleyen enflasyon, belirsizlik taşımaktadır.

Enflasyonun en önemli nedenlerinden ve maliyetlerinden birisi, yine enflasyonun kendisinin yarattığı enflasyon belirsizliğidir. Enflasyon belirsizliği, işletmelerin yatırım, tüketicilerin de tasarruf kararlarını olumsuz yönde etkileyerek hem tüketici refahının azalmasına hem de kaynak dağılımının etkinliğinin bozulmasına neden olmaktadır (Özer ve Türkyılmaz, 2005, s. 94). Enflasyon belirsizliği, faiz oranlarına bir risk priminin ilave edilmesine neden olmakta ve faiz oranlarındaki artış yatırım kararlarını olumsuz yönde etkilemektedir. Belirsizlik olmadığında, tüketiciler ve işletmeler geleceği çok daha iyi bir biçimde planlama imkanına sahip olurlar. Enflasyon belirsizliği, ekonomik ajanların karar verme süreçlerini etkileyerek, onları fiyat artışlarına endeksli kısa vadeli sözleşmelere yönlendirir, böylece enflasyonun kronikleşmesini sağlayarak kontrol altına alınmasını zorlaştırır.

Yüksek oranda enflasyon tahmin edilemezliği, enflasyon belirsizliğini arttırır. Ayrıca bireylerin veya firmaların zamaniçi ve zamanlararası ödenek kararlarını bozarak, borçlu ve alacaklı arasındaki serveti yeniden dağıtarak ve fiyat etkinliğini azaltarak ekonomik maliyetlerin oluşmasına neden olur (Kontonikas, 2004, s. 525, 526).

Enflasyon belirsizliğinin kaynaklarını “rejim belirsizliği” ve “kesinlik denkliği” olarak iki kategoriye ayırmak mümkündür. İktisadi ajanlar mevcut politik rejime karşı güvensiz olduklarında, gelecek enflasyon belirsiz hale gelmektedir. Bununla birlikte, mevcut politik rejim bütün dönemler için bilinse bile (kesinlik denkliği), her rejim için mevcut enflasyon sürecinin yapısı hakkındaki belirsizlik hala sürecektir. Bu iki ayırım çerçevesinde bazı çıkarımlar söz konusudur. Ajanlar yeni bilgiler edindikçe yapısal parametreler ve mevcut politik rejim hakkındaki algılarını yenileyecekler, böylece enflasyon belirsizliği zamanla değişecektir. Bu durum, fiyat istikrarına geçiş dönemindeki belirsizlik seviyesinin, ajanlar tarafından tamamen tanımlanmış olan fiyat istikrarı rejiminin hüküm sürdüğü durumdaki belirsizlikten farklı olduğu anlamına da gelmektedir. Diğer bir çıkarım ise ortalama belirsizlik seviyesinde oluşan uluslararası farklılıkların, parasal politika rejimlerindeki farklılıkları yansıtacaklarıdır (Crawford ve Kasumovich, 1996, s. 3).

Enflasyon belirsizliğinin, öngörülen (ex-ante) ve gerçekleşen (ex-post) olmak üzere iki çeşit ekonomik etkisi bulunmaktadır. Öngörülen etki, enflasyon belirsizliğinin, üreticileri ve tüketicileri alacakları kararlardan daha farklı bir karar almaya itmesiyle ilgilidir. Analistler, kararlarının gelecek enflasyona yol gösterici olmasından dolayı bu etkilere “öngörülen” olarak başvururlar. Enflasyon belirsizliğinin gerçekleşen etkisi ise alınan kararlardan sonra meydana gelen etkisidir. Bu etki, enflasyon, beklenenden farklı bir değer aldığı anda oluşmaktadır (Golob, 1994, s. 28). Yani belirsizliğin öngörülen etkisi, bireylerin gelecek kararlarını değiştirmelerine yol açmak; gerçekleşen etkisi ise vermiş oldukları kararları yenileriyle değiştirmelerine sebep olmaktır (Nazar, Farshid ve Mojtaba, 2010, s. 535). Golob (1994), belirsizliğin enflasyonu artırıp arttırmadığını incelediği çalışmasında, belirsizliğin etkilerini aşağıda özetlenen şekilde açıklamıştır.

1. Enflasyon Belirsizliğinin Öngörülen (Ex-Ante) Etkisi

Enflasyon belirsizliğinin ekonomiye öngörülen etkisi üç yolla olmaktadır. Enflasyon belirsizliği, öncelikle, uzun dönem faiz oranlarının artmasına neden olarak finansal piyasaları etkilemektedir. Uzun dönem faiz oranlarının en önemli belirleyicisi, yatırımcı tarafından talep edilen gelirdir. Enflasyon belirsiz olduğunda, nominal uzun dönem borcundan elde edilecek olan gelir daha riskli bir hal alacaktır. Bu da yatırımcıların, daha yüksek uzun dönem faiz oranı anlamına gelen, daha yüksek gelir talep etmeleri sonucunu doğuracaktır. Yüksek oranlar ise işletmeleri ve tüketicileri etkileyerek, işletmelerin tesis ve ekipmana; tüketicilerin de konut ve diğer uzun vadeli dayanaklı tüketim mallarına daha az yatırım yapmalarına neden olacaktır (Golob, 1994, s. 28).

Enflasyon belirsizliğinin ikinci etki yolu, ekonomik karar vermede önem arz eden diğer değişkenler üzerinde belirsizlik yaratmasıdır. Enflasyon belirsizliğinin büyüme, tüketim, yatırım, para talebi gibi ekonomik değişkenler üzerinde negatif etkisi vardır (Nazar, Farshid ve Mojtaba, 2010, s. 535). Bir anlaşmadaki ödemeler eğer enflasyona endekslenmemişse; enflasyon belirsizliği, gelecek ödemelerin reel değerinin de belirsiz olmasına sebep olacaktır. Örneğin, enflasyon belirsizliği, işveren ve işçilerin gelecek ücretlerle ilgili belirsizlik yaşamalarına; emlak sahibi ve kiracıların da gelecek kira değeri ile belirsizliğe düşmelerine neden olabilir. Benzer şekilde vergiler de enflasyona endekslenmezlerse, enflasyon belirsizliği, belirsiz vergi oranları yaratır. Örneğin, sermaye kazancı üzerinden alınan vergiler enflasyona endekslenmeyecek olursa, girişimciler, sermaye kazançlarının vergi oranlarının akıbetiyle ilgili belirsizliğe düşeceklerdir. Dahası, amortisman kesintileri belirsiz olacağı için karların vergilendirme ve hesaplanmalarını etkileyecektir. Enflasyon belirsizliğinin tüm bu ve

diğer ekonomik deęişkenlere etkisi, tüketici ve üreticilerin bilinçli karar alma yeteneklerine engel olmaktadır (Golob, 1994, s. 28).

Faiz oranları ve diğer ekonomik deęişkenlerin belirsizlięi ekonomik aktiviteleri azaltmaktadır. İşletmeler, faiz oranları, ücretler, vergi oranları ve karlarla ilgili belirsizlik yaşadıklarında bu belirsizlikler biraz da olsa ortadan kalkana kadar kiralamay, üretimi ve yatırım kararlarını geciktirme yoluna gidebileceklerdir. Yatırımlar ters bir durum olduğunda işletmeye ciddi bir maliyet olacağından, belirsizlik durumunda yapılacak olan yatırımlar oldukça risklidirler (Golob, 1994, s. 28).

Faiz oranlarıyla ilgili belirsizlik aynı zamanda, işletmeleri ve tüketicileri, kısa zamanlı faiz oranı artış riskinden kaçınarak uzun dönemli sabit faiz oranı ile borçlanmalarına neden olmaktadır. Fakat uzun vadeli sabit faiz oranları, kısa vadeli faiz oranlarından daha yüksek olduğu için, uzun vadeli borçlanma finansal maliyetleri arttırarak yatırımları azaltacaktır. Bu etkiyle ilgili olarak mortgage kredisi ile ev satınalma örneęi verilebilir. Gelecek enflasyonun belirsiz olduğu bir ortamda gelecek faiz oranları da aynı şekilde belirsiz olacağı için, tüketici gelecekte faiz oranlarının artması riskini ortadan kaldırmak amacıyla deęişken faiz oranından daha yüksek değere sahip olan sabit oranlı faizi tercih edebilir. Fakat, sabit oranlı mortgage faiz oranları, ilk yıllarda çok daha yüksek olduğu için, bu seçim, kişinin daha küçük bir mortgage kredisine yönelmesi demektir. Böylece enflasyon belirsizlięi, mortgage kredisini sınırlandırarak, kişinin satın almayı planladığından daha küçük bir eve sahip olmasına neden olacaktır (Golob, 1994, s. 28).

Son olarak ise işletmelerin kaynaklarını baęlı riskten kaçınmak için harcamalarına neden olur. İşletmeler kaynaklarını, gelecek enflasyonun riskinden kaçınarak dağıtacaklardır. Örneęin, enflasyon belirsizlięi yüksek olduğunda, işletmeler enflasyonla ilgili tahminler geliştirmek için daha çok kaynak harcarlar. Ayrıca bazı işletmeler beklenmeyen enflasyona karşı finansal türev araçlarını kullanarak korunmaya çalışırlar. Fakat bu tahminleme ve korunma (hedging) aktiviteleri, kaynakların diğer daha üretken iş amaçlarından bu yöne kaydırılması anlamını taşır. Bir yandan da bu stratejiler beklenmeyen enflasyonun riskini azaltmasına rağmen riski yok etmezler. Dahası, tahmin ve korunma (hedging) işlemleri, pek çok küçük işletme ve tüketici için kullanışlı değildir (Golob, 1994, s. 28-29).

2. Enflasyon Belirsizliğinin Gerçekleşen (Ex-post) Etkisi

Enflasyon belirsizliğinin diğer bir etki çeşidi olan gerçekleşen etkisi, enflasyon beklenenden farklı olduğu zaman meydana gelir. Beklenmeyen enflasyon, anlaşmalar nominal para üzerinden ödemelerin yapılması üzerine olduğunda servet transferine yol açar. Enflasyon, beklenilenden daha yüksek gerçekleştiğinde, nominal ödemelerin gerçek değeri beklenilenden daha düşük olur. Sabit yüzdeli bir mortgage, beklenmeyen enflasyon nedeniyle servetin, borç verenden borç alana kaymasına güzel bir örnektir. Enflasyon beklenmeyen derecede yüksek olursa, borç verene yapılması gereken mortgage ödemelerinin gerçek değeri beklenilenden düşük olur. Benzer etki, maaş ve kira anlaşmalarında da görülür. Ücretler ve kiralar nominal para üzerine endekslendiğinde, işverenler ve emlak sahipleri enflasyonda oluşacak beklenmedik bir artıştan zarar görürler (Golob, 1994, s. 29).

Servet transferi, biri kazanırken diğerinin kaybetmesi demek olduğundan, gerçekleşen etkisini bütünüyle ölçmek çok zordur. Fakat beklenmeyen enflasyon yeteri kadar büyükse, etkisi tüm ekonomide hissedilir. Bu konuyla ilgili olarak tasarruf ve kredi endüstrisinden bir örnek verilebilir. Bu endüstride, tasarruf ve kredi şirketleri, uzun dönem kredi için kısa dönem tasarrufları kullanırlardı. 1970'lerin sonlarında, enflasyonun beklenmedik yükselişiyle birlikte sabit oranlı mortgage ödemelerinin gerçek değeri düştü. Bu esnada, kısa dönem nominal faiz oranları da enflasyonla birlikte artınca; tasarruf ve kredi şirketleri, mudilerine daha yüksek oranlar ödemekte zorlandılar. Pek çok şirket, kredilerden aldıklarından daha fazlasını tasarruflara ödemeleriyle birlikte iflas ettiler. İşte bu yüzden, 1970'lerin beklenmeyen enflasyonu, tasarruf ve kredi endüstrisinden çok büyük çapta servet transferine sebep olmuştur (Golob, 1994, s. 29).

Enflasyon belirsizliği, tamamen ortadan kaldırılamasa da, mevcut politik rejimler, enflasyon belirsizliğini ve dolayısıyla ondan kaynaklı maliyetleri minimize etme yoluna gidebilirler. Enflasyon belirsizliği, teorik modellerle tahminebildiğinden bu yana, fiyat istikrarı politikası takip edilerek yüksek enflasyon belirsizliğinin yol açtığı maliyetler minimize edilebilmektedir (Nwani, Tchokote ve Obiora, 2003, s. 6).

1.4.6.2. Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki Nedensel İlişkiler

Enflasyonla enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki ilgili yazında yaygın olarak incelenmiş bir konudur. İktisatçıların enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkiyle bu kadar çok ilgilenmelerinin nedeni enflasyonun maliyetini açıklamaya çalışmalarıdır. Öngörülen

enflasyonun maliyeti çok küçüktür. Fakat enflasyon, belirsizliğe neden oluyorsa, anlamlı maliyetler doğmaktadır (Ball, 1990, s.16).

Genel olarak yüksek enflasyonun geleceğe ilişkin bir belirsizlik ortamı yarattığı, belirsizliğin de enflasyonist atalet neden olduğu görüşü benimsenmektedir. Bazı ekonomistler enflasyon belirsizliğinin 1980'lerdeki ve 1990'lardaki yüksek enflasyon oranlarını açıklamada önemli bir faktör olduğuna inanmaktadırlar. Zira 1970'lerdeki yüksek enflasyondan önce, kısa ve uzun dönem oranları arasındaki yayılım, bu yıllardakinden çok daha düşüktü (Golob, 1994, s. 28). Kimi iktisatçılar yüksek enflasyonun belirsizliğe yol açtığını savunurken, kimisi de önemli olanın istikrar olduğunu savunmaktadır. Onlara göre yüksek oranlı ama istikrarlı bir enflasyon, ekonomik performansı, düşük oranlı ama istikrarsız bir enflasyona göre daha az etkilemektedir (Hafer, 1985, s. 1).

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişki ilk kez Okun (1971) tarafından ele alınmıştır. Okun, İktisadi İşbirliği ve Gelişme Teşkilatı (OECD) ülkelerini örneklem olarak seçtiği çalışmasında yüksek enflasyonun yüksek enflasyon değişkenliği ile karşı karşıya kaldığını göstermiştir. Okun'a göre, yüksek enflasyon, bireylerde gelecekte de yüksek ve değişken enflasyon beklentisi yaratacaktır. Gelecekte oluşabilecek enflasyon şoklarının tahmin edilememesi de enflasyon belirsizliğine yol açacaktır (Okun, 1971, s. 490).

Sonraki yıllarda da yüksek enflasyon durumunda uygulanan politika nedeniyle yüksek enflasyon belirsizlik yaratır görüşünü savunan çalışmalar yapılmıştır. Logue ve Willet (1976), yüksek enflasyon oranlarında, hükümetin finansal politikasının daha az durağan olmaya eğilimli olduğunu ve aşırı durgunluktan kaçınarak enflasyonu kontrol altına almaya çalıştıklarını ifade etmişlerdir. 41 ülkeyi içeren çalışmalarında, enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasında pozitif ilişki bulmuşlardır. Fischer ve Modigliani (1978), hükümetlerin, enflasyon arttıkça gerçekçi olmayan durağanlaştırma programlarını duyurduklarını, bunun ise belirsizliğin artarak fiyatların olacağından daha da yüksek gerçekleşmesine sebep olacağını vurgulamıştır.

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin, Friedman (1977) tarafından teorik bir temele oturtulduğu söylenebilir. Friedman, 1977 yılındaki Nobel dersinde, yüksek enflasyonun gelecekte daha yüksek bir enflasyon belirsizliğine yol açacağını ve bu belirsizliğin de enflasyon oranıyla ilgili düzenlemelerin doğal bir sonucu olduğunu savunmuştur. Friedman'a göre, normal bir fiyat seviyesini kullanarak yapılan kurumsal

düzenlemeler, gerçek ile tahminlenen enflasyon arasında farklılık yaratarak, fiyat mekanizmasının kaynakların etkin dağıtımında sahip olduğu etkiyi sekteye uğratmakta ve ekonomik etkinsizlik yaratmaktadır. Ayrıca, belirsizlik, uzun dönem anlaşmalarının daha fazla risk içermesi anlamına gelecek, çıktıdaki büyüme artışının azalmasına neden olacak, refah kayıplarına yol açacak ve Phillips Eğrisi'nde pozitif bir eğim yaratacaktır (Friedman, 1977, s. 454-468). Friedman, yüksek enflasyonun öncelikle kararsız politikaların sonucu olarak belirsizliğe neden olacağını; artan enflasyon belirsizliğinin de kaynakların etkin dağılımındaki fiyat mekanizmasının etkisini azaltarak çıktı üzerinde negatif etkiye sahip olacağını savunmuştur (Bredin ve Fountas, 2005, s. 60-61).

Friedman'nın 1977'de ortaya attığı bu enflasyonun reel etkileri ile ilgili biçimsel olmayan argumanı, Ball tarafından 1992 yılında biçimsel hale getirilmiştir ve 'Friedman-Ball Hipotezi' olarak adlandırılarak iktisat yazınında yerini almıştır (Özer ve Türkyılmaz, 2005, s. 95). Ball (1992), iki tip politika otoritesi ile kamuoyu arasında, Barro ve Gordon (1983) modelini geliştirerek kurduğu bir oyun-teorik modelle Friedman'nın 'yüksek enflasyon daha fazla enflasyon belirsizliğine yol açar' görüşünü biçimsel hale getirmiştir.

Ball, kurmuş olduğu modelde muhafakar ve liberal olmak üzere iki politika otoritesi tanımlamıştır. Model, bu politika otoritelerinin basit tekrarlanan bir oyun oynadıkları üzerine kuruludur. Politika otoriteleri yönetime stokastik bir biçimde gelmektedirler, dolayısıyla bir Markov Süreci söz konusudur. Kamuoyu, beklentilerini oluşturduktan sonra, hangi otoritenin yönetimde olduğunu gözlemler. Her dönemin başında, kamuoyu, beklentilerini oluşturur. Sonrasında politika otoritesinin tipi belli olur ve o dönemde yönetime gelen para otoritesi hedef enflasyon oranını belirler. Son olarak enflasyon şoku da gerçekleşir ve buna göre gerçek enflasyon oluşur. Gerçek enflasyon, hedeflenen enflasyon ile enflasyon şokunun toplamına eşittir. π_t : gerçek enflasyon oranı, π_t^* : hedeflenen enflasyon oranı ve ε_t : bağımsız ve özdeşçe dağılmış olan enflasyon şoku olmak üzere, bu durum, $\pi_t = \pi_t^* + \varepsilon_t$ şeklinde ifade edilebilir. Kamuoyu, enflasyon şokunu gözlemleyemediğinden, enflasyondaki yükselmenin kasıtlı olup olmadığını bilmemektedir (Ball, 1992, s. 2-15).

Politika otoritelerinin davranışları farklılık arz etmektedir. Hem muhafazakâr merkez bankasının hem de liberal para otoritesinin enflasyonun düşük olduğu durumdaki tutumları aynıdır. Her ikisi de enflasyon düşüken, enflasyonu düşük tutmaya çalışacaklardır. Dolayısıyla enflasyon düşüken, her iki para otoritesi de aynı politikayı uygulayacağından, kamuoyu gelecek dönem politikasını öngörebilmektedir. Fakat enflasyon yükseldiği zaman

durum değişmektedir. Yüksek enflasyon söz konusu olduğunda, muhafakar para otoritesi, dezenflasyon politikası uygularken; liberal para otoritesi, dezenflasyon uyguladığı zaman durgunlukla (resesyon) sonuçlanabileceğinden korktuğundan dezenflasyon uygulamayacaktır. Çünkü onlara göre ekonomik genişlemenin kazancı durgunluk maliyetinden daha büyüktür. Enflasyon yüksek oranlarda seyrettiğinde, sadece muhafazakâr para otoritesi dezenflasyonun ekonomik faaliyetlerini üstlenecek, liberal para otoritesi bu maliyete katlanmayacaktır. İşte dışsal şokların enflasyon oranını yükselttiği durumda belirsizlik ortaya çıkmaktadır. Para otoriteleri dezenflasyona farklı tepkiler verdikleri ve kamuoyu, beklentilerini oluştururken stokastik bir biçimde yönetime gelecek olan para otoritesini bilmedikleri için yüksek enflasyon belirsizlik yaratmaktadır. İşte Ball'ın oyun teorik modeli, bu dışsal şokların ekonominin dengesini bozduğu ve stokastik biçimde oluşan para otoritelerinin yüksek enflasyon ortamında davranışlarının farklılık arz etmesi varsayımlarına dayanır (Ball, 1992, s. 2-15).

Enflasyon oranının enflasyon belirsizliğine yol açtığını savunan diğer bir görüş de “Pourgerami ve Markus Hipotezi”dir. Fakat bu hipotez, Friedman-Ball hipotezinin aksine enflasyondaki artışın enflasyon belirsizliğini düşürdüğünü savunmaktadır. Pourgerami ve Markus (1987), yüksek enflasyona sahip yedi Latin ülkesine uygulama yaptıkları çalışmalarında, enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasında negatif bir ilişki olduğu sonucuna ulaşmışlardır. Bu hipoteze göre, enflasyon arttığında ekonomik ajanlar, gelecek enflasyonu tahmin etmek için daha fazla kaynak harcayacaklardır. Daha fazla kaynak harcamaları enflasyonun daha öngörülebilir hale gelmesini sağlayacak ve bu da belirsizliği azaltacaktır (Pourgerami ve Markus, 1987, s. 287-290). Pourgerami ve Markus hipotezine göre, çoğu durumda ekonomik ajanlar kendilerini korumak için önlemler alarak enflasyonu veya dezenflasyonu görünür hale getirebilirler. Yüksek enflasyon oranları tahmin edilebildiği sürece enflasyon değişkenliğine neden olmaz (Ungar ve Zilberfarb, 1993, s. 709).

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkinin yönünü enflasyondan enflasyon belirsizliğine doğru kuran hipotezlerin yanı sıra enflasyon belirsizliğinden enflasyona doğru nedensellik tanımlayan görüşler de söz konusudur. Hem Friedman-Ball hipotezi hem de Pourgerami-Markus hipotezi enflasyondan, enflasyon belirsizliğine doğru nedensellik ilişkisi kurarken; Cukierman ve Meltzer (1986) ve Holland (1995) bu nedensellik ilişkisinin yönünü enflasyon belirsizliğinden enflasyona doğru olduğunu savunmuşlardır.

Cukierman ve Meltzer Hipotezi, enflasyon belirsizliğindeki artışın enflasyonun artmasına neden olacağını savunmaktadır. Cukierman ve Meltzer (1986, s. 1111), politika yapıcısının zaman içerisinde değişen amaç fonksiyonunu Barro-Gordon modelini özelleştirerek tanımlamış ve politika yapıcı için ekonomik bir simülasyon sunmuştur. Cukierman ve Meltzer (1986)'e göre, enflasyon belirsizliği, çıktıyı ve istihdamı arttırdığı için politika yapıcıları beklenmedik enflasyon yaratarak belirsizliği arttırmak isterler. Politika yapıcıları, yüksek enflasyonu istememelerine rağmen iktisadi büyümeyi teşvik etmek amacıyla beklenmeyen enflasyon yaratarak enflasyon belirsizliğinin artmasına neden olurlar. Ancak artan belirsizlik, enflasyon oranının gittikçe yükselmesine neden olmaktadır.

Holland hipotezi ise artan enflasyon belirsizliğinin, enflasyonun düşmesine neden olduğunu savunur. Holland (1995)'e göre politika yapıcıları, enflasyondaki artışın yol açtığı artan enflasyon belirsizliğinin maliyetlerinden kurtulmak için para arzının büyüme oranını azaltarak enflasyonu düşürmeye çalışacaklardır. İşte bu yüzden enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasında negatif bir ilişki tanımlamışlardır.

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki nedensel ilişkiyi anlatan dört hipotez özetlenerek Tablo 1.2'de verilmiştir.

Tablo 1.2. Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki Nedensel İlişkileri Tanımlayan Hipotezlerin Özeti

Enflasyon	Enflasyon Belirsizliği
Enflasyon, enflasyon belirsizliğini arttırmaktadır: Friedman- Ball Hipotezi	Enflasyon, enflasyon belirsizliğini azaltmaktadır: Pourgerami-Maskus Hipotezi
Enflasyon Belirsizliği	Enflasyon
Enflasyon belirsizliği, enflasyonu arttırmaktadır: Cukierman-Meltzer Hipotezi	Enflasyon belirsizliği, enflasyonu azaltmaktadır: Holland Hipotezi

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki nedensel ilişki pek çok çalışmaya konu olmuştur. Genellikle ilgili yazında yapılmış çalışmalar, Friedman-Ball hipotezini destekler bulgular elde etmiş olup (Evans, 1991; Brunner ve Hess, 1993; Baillie vd., 1996; Fountas, 2001; Kontonikas, 2004; Thornton, 2006), bazı ülkeler için Cukierman-Meltzer hipotezini (Grier ve Perry, 1998; Conrad ve Karanasos, 2005), bazı ülkeler için de Holland hipotezini

(Fountas vd., 2004; Berument ve Dinçer, 2005) destekleyen bulgular edinen çalışmalar da yapılmıştır. Bunun yanı sıra bazı çalışmalar ise enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasında anlamlı bir ilişki bulamışlardır (Fischer, 1981; Cosimano ve Jansen, 1988).

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki nedensel ilişkiyi incelerken, belirsizliği kısa ve uzun dönem olmak üzere ele alan çalışmalar da söz konusudur. Bu konuda önemli bir çalışma yapmış olan Ball ve Ceccehetti (1990), belirsizlik kavramını kısa ve uzun dönem ayrımında incelemişlerdir. Onlara göre, kalıcı şoklar, enflasyon trendindeki yer değiştirmeler; geçici şoklar, trend etrafındaki dalgalanmalar olmak üzere, gelecek çeyrekteki enflasyonla ilgili belirsizlik, temel olarak geçici şokların varyansına bağlı; birkaç yılın üzerindeki enflasyonla ilgili belirsizlik ise temel olarak kalıcı şokların varyansına bağlıdır. Bu çalışmadaki temel bulgu, enflasyon seviyesinin kalıcı şokların varyansı üzerinde geçici şokların varyansından daha güçlü bir etkiye sahip olduğudur ve bu yüzden de belirsizlik üzerindeki daha güçlü olan etki uzun ufukludur. Sonuçta yüksek enflasyonun uzun dönem belirsizliğini arttırdığı bulunmuştur. Bu da politikacıların enflasyonu düşük tutmaları örneğini kuvvetlendirmektedir (Ball ve Ceccehetti, 1990, s. 215-217). Ayrıca, Ball ve Ceccehetti (1990), enflasyon değişkenliği ve enflasyon belirsizliği arasındaki ayrımın enflasyondaki değişimlerin varyansı ile öngörülmeleyen değişikliklerin varyansı arasındaki ayrım ile ilgili olduğunu bulmuşlardır. Yüksek enflasyonun hem enflasyon değişkenliğini hem de belirsizliği arttırdığı sonucu elde edilmiştir. Bunun dışında, çeşitli ülkelerin enflasyon-belirsizlik ilişkisinin verilen ülke açısından zamansal olarak değişiklik gösterdiğini savunan yazarlar, ülkelerin uzun dönem belirsizliği gibi kısa dönem belirsizliklerinin de ortalama enflasyonla birlikte arttığı sonucuna ulaşmışlardır.

1.4.6.3. Enflasyon Belirsizliğinin Ölçülmesi

Enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasındaki ilişkilerin ampirik analizinin yapılabilmesi için öncelikle enflasyon belirsizliğinin ölçülmesi gerekmektedir. Ampirik çalışmalarda, enflasyon belirsizliği için çeşitli vekiller kullanılmıştır. Bunlar; beklenen enflasyon oranlarının yatay kesitsel değişkenliği, enflasyon oranlarının değişkenliğinin kestirimi ve enflasyon tahmin hatalarının değişkenliğidir. Yazında enflasyon belirsizliğini ölçen yaklaşımları kullandıkları metot açısından üç başlıkta toplamak mümkündür.

1.4.6.3.1. Anket Tabanlı Yaklaşım

Anket tabanlı (survey-based) yaklaşımda, beklenti anketlerinden elde edilen beklenen enflasyon oranlarının dağılımlarının değişkenliği belirsizliği ölçmek amacıyla kullanılmaktadır. Diğer bir deyişle, enflasyon belirsizliği, bireylerin enflasyon tahminlerinin sapmaları olarak kabul edilmektedir. Standart sapma, varyans, ortalama hata karesi (mean square error) (MSE) değerleri, tahmin hatalarının mutlak değeri vs. dağılımın sapmasının hesaplanmasında kullanılan yöntemlerdendir. Bu metodu kullanarak enflasyon belirsizliğini ölçen çalışmalarda genellikle Livingston, Michigan ve ASA-NBER anketlerinin kullanıldığı görülmüştür.

Hafer (1985), bireylerin enflasyonla ilgili tahminlerinin standart sapmasını, enflasyon belirsizliğini ölçmekte kullanan en önemli çalışmalardan biridir. Friedman (1977)'nin hipotezini yeniden test eden Hafer, işsizliği; beklenen enflasyon, gerçekleşen enflasyon ve enflasyon belirsizliği ile açıklamaya çalışmıştır. Hafer, enflasyonun gerçek oranı için GSMH'daki büyüme oranını, beklenen enflasyon oranı için anketi yanıtlayanların bir dönem sonrası için tahminlerini ve bu tahminlerin standart sapmasını da enflasyon belirsizliği olarak almıştır. Amerika'da profesyonel tahmincilerle uygulanan bir anket olan ASA-NBER anketinin 1972-1984 dönemine ait verilerinin kullanıldığı çalışmada, enflasyon değişkenliği ile beklenen enflasyon değişkenliği arasında yakın bir ilişki bulunmuştur. Bu yüzden, eğer anketin cevaplayıcıları ekonomik ajanlar olarak kabul ediliyorsa, onların bireysel tahminlerinin değişkenliği, bu beklentilerdeki belirsizliği ölçmek için kullanılabilir sonucuna varılmıştır.

Davis ve Kanago (1996) da çalışmalarında, anket cevaplayıcılarının enflasyon tahminlerinin standart sapmasını, enflasyon belirsizliğini ölçmek için kullanılmışlardır. Bireylerin tahminlerdeki yüksek varyans değeri, tahminlerinde bir güven boşluğu olduğu anlamına gelir. Enflasyon belirsizliği ile toplam çıktı arasındaki ilişkinin incelendiği çalışmada, belirsizliğin hesaplanmasında Livingston ve Michigan Anket Araştırma Merkezi (Survey Research Center) (SRC) anketi verilerinden yararlanılmıştır. Davis ve Kanago hangi anketin kullanılacağı konusunda ayrıma gidilmesi gerektiğini ve anket verilerine birim kök testi uygulanmasının gerekliliğini vurgulamışlardır. Friedman hipotezini test eden önceki çalışmalar, tipik bir regresyon denkleminin bağımlı değişkenini, gerçek ekonomik aktivitenin değişimi (Δy) (gerçek GSMH değeri veya istihdam oranı gibi), bağımsız değişkenini de enflasyon belirsizliği ve para arzı olarak belirleyip ölçmekteydiler. Enflasyon belirsizliğinde

şok olduğu varsayıldığında, eğer bu şok geçiciyse Δy 'deki değişim de geçici olacaktır. Eğer bu şoklar beyaz gürültü niteliğindeyse, etkisi bir dönem sürecektir, rassal yürüyüş ise bu etki kalıcı olacaktır. Bu nedenle, belirsizliğin ölçümünde, birim köke sahip olduğu daha önce Schwert (1989) tarafından bulunan Livingston veya Michigan-SRC anketlerinin kullanılması uygun olduğuna karar vermişlerdir. Ayrıca eşbütünleşme testine göre kullanılması gereken modelin değişmesi gerektiğini düşünmektedirler. Yazarlara göre, eğer değişkenler arasında eşbütünleşme varsa bir hata düzeltme modeli, yoksa bütün değişkenlerin birinci farklarının alındığı klasik model kullanılması uygundur (Davis ve Kanago, 1996, s. 164-166).

Johnson (2002) de son dönemde anket verilerini kullanarak enflasyon belirsizliğini ölçen çalışmalardandır. Yazar, enflasyon belirsizliğini, enflasyon tahmin hatalarının mutlak değerini kullanarak ölçmüştür. Daha çok enflasyon hedeflemesinin beklenen enflasyon oranlarına etkisi üzerinde duran yazar, beklenen enflasyon davranışını şu üç yönüyle ölçmüştür: Beklenen enflasyon seviyesi, beklenen enflasyon standart sapması ve ortalama enflasyon tahmin hataları mutlak değeri, yani enflasyon belirsizliği (Johnson, 2002, s. 1522). Makalenin sonucunda, beklenen enflasyondaki düşüş, gerçekleşen enflasyondaki, işsizlikteki veya enflasyonun düşmesini sağlayan diğer değişkenlerdeki düşüşlere bağlı olarak açıklanamamış, böylece enflasyon beklentilerindeki düşüşün, enflasyon hedeflemesinin başarısı olduğu bulunmuştur.

Bomberger (1996), anket tahminlerinin dağılımlarını kullanmanın enflasyon belirsizliğinden ziyade enflasyon anlaşmazlıklarını (disagreement) ölçeceğini iddia etmektedir. Bazı tahminleyicilerin diğer tahminleyicilerden sapmaktan kaçındıkları ve bunun da beklenen enflasyon değerinde taraflılığa neden olduğunu savunmaktadır. Bomberger'e göre, tahminlerin ortalaması beklenen enflasyonu tanımlamakla birlikte, tahminlerin varyansı enflasyon belirsizliğini değil, tahminciler arasındaki anlaşmazlıkları ölçer. Enflasyon belirsizliği ise enflasyon oranlarının koşullu varyansı ile ölçülür (Bomberger, 1996, s. 381-385). Mevcut anlaşmazlıklarla mevcut belirsizliklerin arasında geleceğe dair net teorik bir ilişki olmadığını savunan Bomberger, bu ilişkinin ampirik geçerliliğini, 1946-1994 arası Livingston anket verileri üzerinden araştırmaktadır. Bu geçerliliğin sağlanma kriteri ise tahmin hatalarının koşullu varyansının tahmincilerin anlaşmazlıkları ile pozitif yönde ilişkili olmasıdır (Bomberger, 1996, s. 382).

Zarnowitz ve Lambros (1987) de belirsizlik ile anlaşmazlığın birbirinden farklı kavramlar olduğunu ifade etmiştir. Verilerini, Profesyonel Tahminci anketinden (Survey of Professional

Forecasters) (SPF) alan yazarlar, anlaşmazlıkla belirsizlik arasında çok zayıf bir ilişki bulmuşlardır. Beklenen enflasyondaki içsel (intrapersonal) varyans yani belirsizlik, kişilerarası (interpersonal) varyanstan yani anlaşmazlıktan büyük çıkmıştır. Ayrıca zaman içerisinde anlaşmazlıklarda belirgin değişiklikler olurken, belirsizlikte çok az bir değişiklik meydana gelmiştir.

Mankiw vd. (2003) de beklenen enflasyonun yani anketteki cevaplayıcıların tahminlerinin dağılımının belirsizliği değil, anlaşmazlığı ölçtüğünü savunan bir çalışmadır. Söz konusu çalışmada, Michigan, Livingston ve SPF anketlerini kullanılarak, genel halkla ve profesyonel tahmincilerin cevapları arasında fark olup olmadığına bakmıştır. Bu yolla beklentileri oluşturan kesimlerin tahminleri arasında anlaşmazlık olup olmadığının ortaya çıkarılması hedeflenmiştir. Bu çalışmada, yalın bir biçimde beklenen enflasyonun ikinci momentleri alınarak, değişik enflasyon beklentilerinin topluluktaki anlaşmazlığı yansıttığının gösterilmesi amaçlanmıştır. Bunun içindir ki farklı tahminler farklı beklentilere yol açmaktadır (Mankiw, 2003, s. 223).

Anket tabanlı ölçümlerle ilgili Grier ve Perry (2000) şu şekilde bir eleştiri getirmiştir: “Anket bazlı ölçümler, zamanın bir noktasındaki tahminciler arasındaki anlaşmazlığın yayılımıdır. Bununla birlikte, kendi tahminlerine ilişkin her birinin bireysel belirsizliği hakkında bilgi vermezler. Her tahminci için gelecekle ilgili çok büyük belirsizlikler mümkün olabilir, fakat benzer nokta kestirimleri sergileyebilirler. Bu yüzden anket ölçümü belirsizliği ölçmede başarısızdır” (Grier ve Perry, 2000, s. 47).

1.4.6.3.2. Değişken Tabanlı Yaklaşım

Değişken bazlı metodu kullanan çalışmalar, enflasyon değişkenliğini enflasyon belirsizliğinin vekili olarak görmektedirler. Bu metodu kullananlardan Ball ve Ceccehetti (1990)’nin çalışmasında, enflasyon kalıntıların varyanslarını zamana bağlı trendle birlikte incelemiştir. Çalışmada, kalıcı ve geçici şokların varyanslarını barındıran istatistiksel modelle kısa ve uzun dönem belirsizlikler ölçülmüştür. Çalışmada, enflasyon değişkenliği ve enflasyon belirsizliği arasındaki ayrımın, enflasyondaki değişimlerin varyansı ile öngörülmeleyen değişikliklerin varyansı arasındaki ayrım ile ilgili olduğu bulunmuştur (Ball ve Ceccehetti, 1990, s. 216).

1.4.6.3.3. Koşullu Varyansın Kullanıldığı Yaklaşım

Üçüncü yaklaşım ise son yıllarda en çok tercih edilen metot olan enflasyon belirsizliğini, enflasyon kalıntılarının koşullu varyans dağılımlarını kullanarak ölçmektir. Çalışmalarda Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH), Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH), Ortalama Kesirli Birleştirilmiş Otoregresif Hareketli Ortalama Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARFIMA-GARCH) gibi pek çok koşullu varyans modeli uygulanmıştır. Enflasyon belirsizliğinin ölçümünde ARCH modelinin kullanılması ilk kez Engle (1982) tarafından, GARCH modelinin kullanılması ise ilk kez Bollerslev (1986) tarafından önerilmiştir. Engle, 1982 yılında yaptığı çalışmada enflasyon varyansının kestiriminde En Küçük Kareler (EKK) kestirimi yerine ARCH kullanılmasını önermiş (Engle, 1982, s. 1001-1003), 1983 yılında yapmış olduğu çalışmada fiyat endeksi olarak kullanılan GSMH deflatörü, Tüketici Fiyat Endeksi (TÜFE) ve Üretici Fiyat Endeksi (ÜFE) oranlarında ARCH etkisinin varlığını araştırarak tezini pekiştirmiştir. Bollerslev (1986) ise Engle gibi Birleşmiş Milletler verilerine uygulama yaparak ARCH yerine GARCH modelini önermiştir.

Genel olarak ARCH/GARCH modelleri, verilen bir yapıda enflasyonun koşullu varyansının zaman içerisinde nasıl değiştiğini kestirmektedir. ARCH/GARCH tekniklerini kullanan yazarlar, anket bazlı ve değişken bazlı yöntemlerin yerine ARCH/GARCH tekniklerinin kullanılmasının gerektiğini, çünkü bu tekniklerin geçmiş çıktılarından veya tahminciler arasındaki anlaşmazlıklardan basitçe hesaplanan değişkenlik ölçümündense (hareketli standart dağılım), değişkendeki tahmin edilemeyen değişikliklerin varyansının modelini kestirdiğini savunmaktadırlar.

Parametrik bir model olan ARCH/GARCH, Grier ve Perry'e göre, üç nedenden dolayı diğer yöntemlerden daha kullanışlıdır. Öncelikle ARCH/GARCH kestirimi bir değişkenin koşullu varyansındaki hareketin zaman içinde anlamlı olup olmağını açıkça test eder. "Bu belirsizlik, örneklem periyodu boyunca sabittir" şeklinde sıfır hipotezi kurma imkânı verir. Anket bazlı veya değişken bazlı diğer yöntemler, belirsizliğin zaman içerisindeki değişimini gösterebilir bile bunun anlamlı olup olmadığını test edebilme gücüne sahip değildirler. İkinci neden, ARCH/GARCH'ın koşullu varyans denklemlerinin ve değerlendirilen değişkenlerin ortalama denklemlerinin eş zamanlı kestirimine imkân tanınmasıdır. Pagan, bağımsız değişken (regressor) üretmeye çalışıldığında iki aşamalı süreçtense, eş zamanlı kestirimin daha etkin olduğunu göstermiştir. Anket veya standart dağılım temelli ölçümleri kullanan tüm makaleler

iki aşamalı kestirim sürecini kullanmaktadır. Üçüncü neden ise hem enflasyonun ve hem de çıktı büyümesinin anlamlı koşullu değişen varyans gösteriyor olmasıdır. Bunun anlamı, üretilmiş regressörleri kullansa da kullanmasa da bir çıktı büyümesi denkleminin EKK kestirimleri etkin değildir. Engle (1982), anlamlı koşullu değişen varyans olduğunda, EKK yerine ARCH'ın kullanılarak etkinliğin kazandırılabilceğini göstermiştir (Grier ve Perry, 2000, s. 47-48).

Evans (1991) zamana göre değişen bir ARCH modeli geliştirmiştir. Evans (1991) çalışmasında, enflasyon belirsizliğinin çeşitli kaynaklardan geldiğini savunarak; öngörülemeyen enflasyon belirsizliği, yapısal enflasyon belirsizliği ve uzun vade enflasyon belirsizliği olmak üzere üç tip enflasyon belirsizliği tanımlamıştır. Belirsizliğin, değişkenlikle aynı şey olmadığını düşünen Evans, çalışmada bu üç tip enflasyon belirsizliğini, zamana göre değişen parametreler kullanarak, ARCH ve Kalman Filtresi yardımıyla hesaplamıştır.

Evans (1991) modeli, Evans ve Wachtel (1993) tarafından oluşan yapısal değişimlere izin verdiği halde gelecekte rejimde oluşabilecek değişim olasılıklarının yarattığı belirsizlik etkisini hesaba katmadığı için eleştirilmiştir. Rejimin belirsizliğini, enflasyon belirsizliğinin önemli bir kaynağı olarak gören Evans ve Watchel, çalışmalarında ARCH modelinden farklı olarak mevcut ve olası rejim değişikliklerinin neden olduğu belirsizliği de modele yansıtmışlardır. Çalışmada, tek bir yapısal durum için belirsizlik hesaplanmamış, değişen enflasyon rejimi olasılıkları hesaplanarak belirsizlik ölçümü yapılmıştır. Böylece belirsizlik, süreç içerisindeki olası rejim değişikliklerini de yansıtan koşullu varyans modeli ile ölçülmüştür. Belirsizliği ölçmede enflasyon ve beklenen enflasyon değerlerinden yararlanılmış ve belirsizlik koşullu varyans modeli ile ölçülmüştür. Koşullu varyans modelinde olası rejim değişikliklerini yansıtan Markov Switching modeli kullanılmıştır.

Bunların dışında, çalışmalarda Barro ve Gordon modeli çeşitli şekillerde modifiye edilerek enflasyon belirsizliğinin ölçümünde kullanılmıştır. Bunlardan biri olan Ball (1992) çalışmasında, Barro ve Gordon (1983) modeline iki değişiklik eklemiştir. İlk önce Canzoneri (1985)'i izleyerek, yüksek ve düşük enflasyondaki belirsizliği incelemiştir. İkinci olarak Alesina (1987)'i izlemiş ve politik belirsizliği irdelemiştir. Biri muhafazakâr ve biri de liberal olmak üzere 2 çeşit politikacı olduğunu varsayarak nasıl davranacaklarını ve nasıl belirsizlik yaratacaklarını incelemiştir.

Cukierman ve Meltzer (1986) ve Devereux (1989), belirsizliği bir değişkenin stokastik veya tahmin edilemez varyansı olarak tanımlamışlardır. Barro-Gordon (1983) modeline parasal büyümeyi stokastik değişken olarak ekleyerek modeli modifiye etmişlerdir.

Tablo 1.3’de enflasyon belirsizliğini ölçen bazı önemli çalışmaların, belirsizliği ölçmede kullandıkları metot ve veri türlerine göre özet tablosu verilmiştir.

Tablo 1.3. Yazında Kullanılan Yöntemlerin Özeti

Çalışma	Model	Veri
Cukierman ve Wachtel (1979)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Levi ve Makin (1980)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Mullineaux (1980)	Beklenen enflasyon oranlarının hareketli standart sapması	Anket verileri
Amihud (1981)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Cukierman ve Wachtel (1982)	Enflasyon tahminlerinin MSE değerleri	Anket verileri
Makin (1982)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Engle (1982)	ARCH	Enflasyon oranları
Engle (1983)	ARCH	Enflasyon oranları
Hafer (1985)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Katsimbris (1985)	Enflasyon oranlarının standart sapması	Enflasyon oranları
Ratti (1985)	Beklenen enflasyon oranlarının varyansı	Anket verileri
Bollerslev (1986)	GARCH	Enflasyon oranları
Cukierman ve Meltzer (1986)	Barro-Gordon modelinin modifiye hali	
Kantor (1986)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri

Tablo 3.13'ün Devamı

Holland (1986)	Beklenen enflasyon oranlarının MSE değerleri	Anket verileri
Holland (1988)	Beklenen enflasyon oranlarının MSE değerleri	Anket verileri
Holland (1995)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Froyen ve Waud (1987)	Fiyat seviyesi tahminlerinin hata varyansları	Enflasyon oranları
Zarnowitz ve Lambros (1987)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Cosimano ve Jansen (1988)	ARCH	Enflasyon oranları
Devereux (1989)	Barro-Gordon modelinin modifiye hali	
Ball ve Ceccehetti (1990)	Enflasyon oranlarının varyansı	Enflasyon oranları
Evans (1991)	Enflasyon oranlarının koşullu varyansı(ARCH) ve Kalman Filtresi	Enflasyon oranları
Ball (1992)	Barro ve Gordon modelinin modifiye hali	
Evans ve Wachtel (1993)	ARCH ve Markov Switching	Anket verileri
Baillie vd.(1996)	ARFIMA-GARCH	Enflasyon oranları
Bomberger (1996)	Beklenen enflasyon oranlarının koşullu varyansı(ARCH)	Anket verileri
Davis ve Kanago (1996)	Beklenen enflasyon oranlarının varyansı	Anket verileri
Grier ve Perry (2000)	GARCH-M	Enflasyon oranları
Johnson (2002)	Tahmin hatalarının mutlak değeri	Anket verileri
Mankiw vd. (2003)	Beklenen enflasyon oranlarının standart sapması	Anket verileri
Kontonikas (2004)	GARCH-M	Enflasyon oranları

1.4.6.4. Türkiye’de Enflasyon Belirsizliğini Ölçen Çalışmaların Özeti

Türkiye üzerine de enflasyon belirsizliğini ölçen pek çok çalışma yapılmıştır. Çalışmalarda, enflasyon belirsizliğinin, enflasyon, büyüme, üretim gibi değişkenlerle ilişkisi araştırılmıştır. Türkiye’de enflasyon belirsizliğini ölçen çalışmaların özet tablosu Tablo 1.4’de verilmiştir.

Tablo 1.4. Türkiye’de Yapılmış Enflasyon Belirsizliği Çalışmaları Özeti

Çalışma	Dönem / Enflasyon belirsizliğini ölçme metodu/ Diğer analizler
Nas ve Perry (2000)	-1960:01-1998:03 -ARMA-GARCH(1,1) -Granger- nedensellik
Nas ve Perry (2001)	-1963:01-2000:12 -ARMA-GARCH-M
Neyaptı (2000)	-1982:10- 1999:12 -AR-ARCH
Berument vd.(2001)	-1986:01- 2000:12 -AR-EGARCH
Telatar ve Telatar (2003)	- 1995:03–2000:12 -Enflasyon tahmin modeli-Kalman Filtresi -Granger- nedensellik
Akyazı ve Artan (2004)	- 1987:01-2003:10 - AR(1)- GARCH(1,1) -Granger-nedensellik, varyans ayrıştırması, etki-tepki analizi
Özer ve Türkyılmaz (2005)	-1990:04- 2004:04 -ARIMA(1,1,1)- EGARCH(1,1) - Granger-nedensellik, varyans ayrıştırması, etki-tepki analizi
Daal vd.(2005)	-1957:02- 2004:05 -ARMA- PGARCH -VAR, Granger nedensellik
Oltulular ve Terzi (2006)	-1987:01 ve 2005:06 -EGARCH -Granger nedensellik, Hsiao-Granger nedensellik, VAR

Tablo 1.4'ün Devamı

Thornton (2007)	-1970:01-2005:12 -AR-GARCH -Granger nedensellik
Erkam (2008)	- 1982:01-2008:01 -AR(3)-ARCH, GARCH, PARCH - Granger nedensellik
Hasanov (2008)	-1986:04- 2006:05 - Enflasyon tahmin modeli-ARCH -Lucas arz fonksiyonu
Keskek ve Orhan (2008)	-1984:01-2005:10 -Çeşitli GARCH modelleri
Özdemir ve Fisunoğlu (2008)	-1987:02- 2003:11 -ARFIMA-GARCH - Granger nedensellik
Sever ve Demir (2008)	-1987:01- 2007:12 -EGARCH -Granger nedensellik, Etki-Tepki, Varyans ayrıştırması
Berument vd. (2011)	-1984:01-2009:02 -Stokastik Volatilite Modelleri (SVM) -VAR, Etki-Tepki

Tablo 1.4'den görüldüğü üzere enflasyon belirsizliğinin ölçümünde koşullu varyans yaklaşımı kullanılmış, genellikle ARCH ve GARCH model çeşitleri tercih edilmiştir. Farklı olarak, Telatar ve Telatar (2003), Kalman Filtresi, Berument vd. (2011) ise stokastik volatilité modellerini kullanarak enflasyon belirsizliğini ölçmüştür. Erkam (2008) çalışmasında, belirsizliği, ARCH, GARCH, Üslü Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Power Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) (PARCH) modellerinin tümüyle ölçerek model karşılaştırması yapmıştır.

1.4.6.5. Ekonometrik Model Yaklaşımı

Önceki bölümlerde yazında enflasyon belirsizliğini ölçen yöntemler ve bu yöntemlerle ilgili tartışmalardan ayrıntılı bir şekilde bahsedildi. Bu konuda ilgili yazının geldiği son nokta, enflasyon oranının ölçülen her değişkenliğinin belirsizlik anlamına gelmediği, koşullu

varyans modellerinin belirsizliği ölçmede daha etkin olduğudur. Tez çalışmasında, otoregresif koşullu varyans modelleri kullanılmıştır. Bu bölümde otoregresif koşullu varyans modelleriyle ilgili kısa bir bilgilendirmeye yer verilerek çalışmada kullanılan modelden bahsedilecektir.

1.4.6.5.1. Otoresif Koşullu Varyans Modelleri

Klasik ekonometrik yöntemler hata terimlerinin varyansının sabit olduğu varsayımına sahiptirler. Değişen varyanslılık sorunu, genellikle yatay kesit verileriyle ilgili bir sorun olarak görünmekle birlikte zaman serilerinde de ortaya çıkabilmektedir (Greene, 2003, s. 238). Bazı iktisadi serilerin varyansı zaman içerisinde sabit olmayabilir; özellikle, stok fiyatları, enflasyon oranları, döviz kurları, faiz oranı vb. değişkenlerde zaman itibariyle oynaklığa (volatiliteye) rastlanmaktadır. Seri, ele aldığı dönem itibariyle beklenen değeri etrafında toplanmakla birlikte, öngörülme anı artış ya da azalışlar varyansının değişmesine neden olabilecektir. Bu durumda değişen varyanslı (heteroskedastik) yapının modellenmesi gerekmektedir (Bozkurt, 2007, s. 61). İşte, bu yapının modellenmesinde Otoresif Koşullu Değişen Varyans modelleri kullanılmaktadır. Kullanımı ilk kez Engle (1982) tarafından önerilen Otoresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modelleri, cari dönemdeki hata teriminin varyansının önceki dönemdeki hata terimlerinin varyansının bir fonksiyonu olduğunu varsaymaktadır.

1.4.6.5.1.1. ARCH (Otoresif Koşullu Değişen Varyans Modeli)

Engle (1982)'ın ortaya attığı ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modelinde koşullu varyans, regresyon modelinin hatalarının geçmiş değerlerinin kareleri ile modellenmektedir. ARCH süreçleri sıfır ortalamalı, serisel olarak ilişkisiz, koşulsuz varyansı (varsa) sabit, ancak koşullu varyansı zamana bağlı olarak değişen süreçlerdir.

Engle (1982) çalışmasında, birinci dereceden otoregresif modeli,

$$y_t = \mathcal{Y}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1.8)$$

şeklinde tanımlamıştır. Burada, ε_t hata terimi, $V(\varepsilon_t) = \sigma^2$ şeklinde sabit varyansla bir beyaz gürültü sürecine sahiptir. Modelde y_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfırken, koşullu ortalaması ise

y_{t-1} olacaktır. Koşullu olmayan varyans, geleneksel ekonometrik modellerde varsayıldığı gibi sabit olacakken; koşullu varyans, y_t 'nin geçmiş değerlerine bağlı olacaktır.

y_t 'nin koşullu varyansı,

$$E[y_t | (y_t - y_{t-1})^2] = E[\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}^2] = \sigma^2 \quad (1.9)$$

olmaktadır.

y_t 'nin koşulsuz varyansı ise

$$\begin{aligned} V(y_t) &= \sigma_y^2 = V(y_{t-1} + \varepsilon_t) \\ &= \gamma^2 V(y_{t-1}) + V(\varepsilon_t) \\ &= \gamma^2 \sigma_y^2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned}$$

olmak üzere

$$\sigma_y^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1 - \gamma^2} \quad (1.10)$$

olmaktadır.

$\frac{1}{1 - \gamma^2} > 1$ olduğu için, koşulsuz tahminlerin koşullu tahminlere nazaran daha büyük varyansı vardır. Bu nedenle koşullu öngörüler, serilerin şimdiki ve geçmiş gerçekleşen değerlerini hesaba kattıkları için tercih edilmektedir (Enders, 2004, s. 142).

ARCH modelinde kullanılan koşullu varyans (h_t), geçmiş bilgi setine (ψ_{t-1}) bağlıdır. Normallik varsayımı altında Engle (1982, s. 988) tarafından önerilen ARCH regresyon modeli:

$$\begin{aligned} y_t | \psi_{t-1} &\approx N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (1.11)$$

şeklindedir.

Varyans fonksiyonu daha genel bir şekilde yazıldığında, α , bilinmeyen parametreler vektörü olmak üzere,

$$h_t = h(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-p}, \alpha) \quad (1.12)$$

süreci p. mertebeden ARCH sürecini tanımlamaktadır.

ARCH regresyon modeli, ortalama y_t 'nin, $x_t\beta$ olarak verilen, β bilinmeyen parametrelerin vektörü ile bilgi kümesi ψ_{t-1} tarafından içeren, içsel ve dışsal gecikmeli değişkenlerin doğrusal birleşimi ile elde edilmektedir. Engle (1982, s. 989) bu durumu biçimsel olarak,

$$\begin{aligned} y_t | \psi_{t-1} &\approx N(x_t\beta, h_t), \\ h_t &= h(\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-p}, \alpha), \\ h_t &= \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 \end{aligned} \quad (1.13)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t\beta \quad (1.14)$$

şeklinde ifade etmektedir.

Varyans fonksiyonu şu anki ve gecikmeli x değerlerini de içerecek şekilde daha da genişletilebilir. Böylece h fonksiyonu:

$$h_t = h(\varepsilon_{t-1}, \dots, \varepsilon_{t-p}, x_t, x_{t-1}, \dots, x_{t-p}, \alpha) \quad (1.15)$$

haline gelir veya daha basit bir şekilde,

$$h_t = h(\psi_{t-1}, \alpha) \quad (1.16)$$

olarak ifade edilir.

ARCH modelinin tahmininde, En Çok Olabilirlik (Maximum Likelihood) yöntemi ile elde edilen kestirimler, EKK ile elde edilenlerden daha etkin olmaktadır. Engle (1982),

$t=1, \dots, T$ 'ye kadar gözlemler için, ARCH modelinin log-likelihood fonksiyonunu (1.17)'deki gibi vermiştir (Greene, 2003, s. 239).

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \ln(h_t) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \frac{\varepsilon_t^2}{h_t} \quad (1.17)$$

ARCH (p) regresyon denkleminin anlamlı olabilmesi için koşullu varyans h_t , ε_t 'nin tüm değerleri için pozitif olmalıdır. Dolayısıyla koşullu varyans denklemindeki tüm parametrelerin pozitif olma kısıtı vardır ($\alpha > 0$). Parametrelerden herhangi birinin negatif olması koşullu varyansın negatif olmasına neden olabilecektir.

ARCH süreciyle ilgili diğer bir kısıt ise koşullu varyans denklemindeki α parametrelerinin, sabit terim hariç, toplamının 1'den küçük olması gerekliliğidir ($\sum_{i=1}^p \alpha_i < 1$). Bu kısıt yerine getirilmezse süreç sonsuz varyansa sahip olacaktır.

Bir değişkene ilişkin seride ARCH etkisinin olup olmadığı öncelikle belirlenmelidir. ARCH yapısının görüldüğü modellerde, hata terimleri (ε_t 'ler) otokorelasyonlu değildirler. Fakat ε_t 'lerin varyansı ε_{t-1}^2 'lere bağlıdır. Örneğin, (1.8) nolu denklemde verilen birinci dereceden otoregresif modelde $\gamma = 0$ olduğu varsayılırsa, bu, modelde y_{t-1} şeklinde bir açıklayıcı değişken olmayacağı anlamına gelir. Eğer bu model EKK ile kestirilirse (1.13) nolu denklemle verilen ARCH etkisi nedeniyle anlamlı Durbin Watson (DW) istatistikleri elde edilir. Bu yüzden ARCH etkisi için Lagrange Çarpanı (LM) uygulanması gerekir. Böylece anlamlı DW test istatistiklerinin, ε_t 'deki seri korelasyondan mı yoksa ARCH etkisinden mi kaynaklı olduğunu görme imkanı bulunabilmektedir (Maddala, 2002, s. 261).

ARCH etkileri şu şekilde test edilmektedir (Maddala, 2002, s. 468) :

$$1. \quad y_t = \sum_{i=1}^k x_{it} \beta_i + e_t \quad (1.18)$$

denklemini tahmin edilerek $\hat{e}_t$ 'ler bulunur.

2. Elde edilen hata terimlerinin karesi, sabit ve geçmiş değerleriyle regresyona sokulur.

$$\hat{e}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{e}_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p \hat{e}_{t-p}^2 \quad (1.19)$$

denkleminde katsayıların sıfır olup olmadığı test edilir.

$H_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$ hipotezi $LM = nR^2 \approx \chi^2(p)$ şeklinde p gecikme ile χ^2 dağılımı gösteren Lagrange Çarpanı ile test edilir. Sıfır hipotezi kabul edilirse ARCH etkisi olmadığına karar verilir.

1.4.6.5.1.2. GARCH (Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli)

Bollerslev (1986), koşullu varyans h_t 'nin geçmiş değerlerini de modelde bağımsız değişken olarak alarak GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) modelini oluşturmuştur. GARCH süreci ile koşullu varyans, geçmiş dönem hata karelerinin gecikmeli değerlerine ve koşullu varyansın geçmiş dönemdeki değerlerine bağlı olarak modellenmiştir.

Bollerslev (1986, s. 309), GARCH (p,q) sürecini; p , gecikmeli hata karelerinin gecikme uzunluğunu, q , modelin otoregresif kısmının gecikme uzunluğunu, x_t , açıklayıcı değişkenler vektörünü, v ise parametre vektörünü göstermek üzere;

$$\begin{aligned} \varepsilon_t | \psi_{t-1} &\approx N(0, h_t) \\ h_t &= \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} \end{aligned} \quad (1.20)$$

$$\varepsilon_t = y_t - vx_t \quad (1.21)$$

şeklinde tanımlamıştır.

Burada, $p \geq 0$, $q > 0$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, q,$$

$$\beta_i > 0, i = 1, \dots, p \text{ şeklindedir.}$$

ARCH modellerinin, Ortalama ARCH (ARCH-M), Üstel ARCH (EARCH), Eşik Değerli ARCH (TARCH), Üstel GARCH (EGARCH), Ortalama GARCH (GARCH-M) vb. türevleri mevcuttur. Bu modeller, çalışmanın kapsamı dışında oldukları için anlatımlarına yer verilmemiştir.

1.4.6.5.2. Enflasyon Belirsizliğini Ölçmede Kullanılan Ekonometrik Yöntem

Enflasyon belirsizliğinin ölçülmesinde kullanılan anket veya değişken bazlı yöntemler, geçmiş çıktılardan veya tahminciler arasındaki anlaşmazlıklardan basitçe hesaplanan değişkenlik ölçümünden ibarettir. Halbuki, Evans (1991)'in de belirttiği gibi enflasyon oranının ölçülen her değişkenliği belirsizlik değildir. Çünkü enflasyonda çok az değişkenlik olsa bile, bireyler çok az bilgiye sahiplerse, gelecek onlar için belirsiz olacaktır. Benzer şekilde, enflasyonda çok fazla değişkenlik gözlemlense bile, bireyler, söz gelimi, para politikasında bir değişiklik olduğunu önceden biliyorlarsa, onlar açısından çok az enflasyon belirsizliği söz konusu olabilir. O halde, ex-post enflasyon oranından hesaplanan enflasyonun standart sapması veya enflasyonun bir başka değişkenlik ölçütü, bireylerin algıladığı değişkenliğin iyi bir göstergesi olamaz. Ayrıca, bireyler, gelecekle ilgili beklentilerini oluştururken mevcut bilgilerden yararlanmaktadırlar (Hasanov, 2008, s. 197).

Enflasyon belirsizliğinin, enflasyon değişkenliğiyle ilişkisi göz önünde bulundurulduğunda, enflasyon beklentisinin ve değişkenliğinin, bir bilgi kümesine bağlı olarak tanımlanması gereği ortaya çıkmaktadır. Çalışmada, enflasyon belirsizliği, Telatar (1996), Grier ve Perry (1998), Fountas vd (2004), Akyazı ve Artan (2004), Özer ve Türkyılmaz (2005) ve Hasanov (2008) ile benzer şekilde enflasyon sürecinin koşullu varyansı olarak tanımlanmıştır.

Hasanov (2008)'de olduğu gibi enflasyon süreci sadece kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olarak değil, para arzı, sanayi üretim endeksi, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinden oluşan bir bilgi kümesine bağlı olarak kestirilmiştir. Bu enflasyon sürecinin koşullu varyansı ise enflasyon belirsizliği olarak tanımlanmıştır. Fakat bu çalışmanın uygulamasında Hasanov (2008)'den farklı olarak koşullu varyans denklemine enflasyon oranının gecikmeli değeri dahil edilmemiştir. Çünkü çalışmanın Friedman Hipotezi'nin geçerliliğinin test edilmesi gibi bir amacı bulunmamaktadır.

Enflasyon oranı π_t olmak üzere, enflasyon için,

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^h \gamma_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (1.22)$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1.23)$$

gibi bir ARCH modeli tanımlanmıştır.

Burada m para arzını, y sanayi üretim endeksini, e döviz kurunu, r faiz oranını, ε ise t tarihinde mevcut olan bilgi kümesi Ω 'ya dayanarak tahmin edilemeyen enflasyon şoklarını göstermektedir. Enflasyon şoklarını ε 'nin, normal dağılıma uyduğu ve geçmiş dönem öngörü hatalarının karesini de içeren z açıklayıcı değişkenlerin doğrusal fonksiyonu olarak modellenen değişen varyansa (h_t^2) sahip olduğu varsayılmaktadır. Enflasyon belirsizliği bu şekilde ölçülmüş olup değişken olarak diğer analizlerde kullanılmıştır.

İKİNCİ BÖLÜM

ENFLASYON TAHMİNİNDE KULLANILAN YÖNTEMLER

Çalışmada enflasyon, çeşitli ekonometrik ve iktisadi modeller kullanılarak tahminlenmiştir. Bu bağlamda iktisadi model olarak enflasyonu tahminlemede kullanılan en önemli modellerden biri olan Phillips Eğrileri; zaman serisi modelleri olarak da VAR, ARDL ve Otoregresif Entegre Hareketli (ARIMA) modelleri kullanılmıştır. Bu bölümde çalışmada kullanılan modellerin teorik alt yapısı incelenerek, ilk alt kısımda Phillips Eğrilerine, sonraki alt kısımda ise zaman serisi modellerine yer verilmiştir.

Politik analizler için kullanışlı bir araç olan Phillips Eğrisi tarihsel süreçte çeşitli iktisadi akımlar tarafından ele alınmış ve gelişen ekonomik koşullara göre yenilenmiştir. Çalışmanın uygulaması kapsamında belli başlı Phillips Eğrisi formlarına yer verilmiş, Türkiye’deki enflasyonu ölçmekte en uygun olan model aranmıştır. İlk alt kısımda, çalışmanın uygulaması kapsamında kullanılan Phillips Eğrileri’nin, tarihsel süreç içerisinde incelenmelerine yer verilmiştir.

2.1. Phillips Eğrisi

Enflasyon ile işsizlik arasındaki kısa vadeli değiş tokuş ilişkisi Phillips Eğrisi olarak bilinmektedir (Mankiw, 1998, s. 456). Phillips Eğrisi, ilk kez 1958’de A.W. Phillips tarafından ortaya atılmış olup o dönemde tam istihdam öncesi fiyat artışlarının açıklanmasına ışık tutmuştur. 1970’li yıllarda yaşanan ekonomik olaylar, Phillips Eğrisi’ni tekrar gözden geçirmeyi gerektirmiş ve bu da Phillips Eğrisi analizinin beklentilerin de dahil edilerek zenginleştirilmesini sağlamıştır. Çalışmanın uygulama kısmında Geleneksel Phillips Eğrisi modellerinden başlanarak Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi uygulamalarına yer verilmiş, Türkiye için çalışılan döneme ait en yakın tahminler elde edilmeye çalışılmıştır.

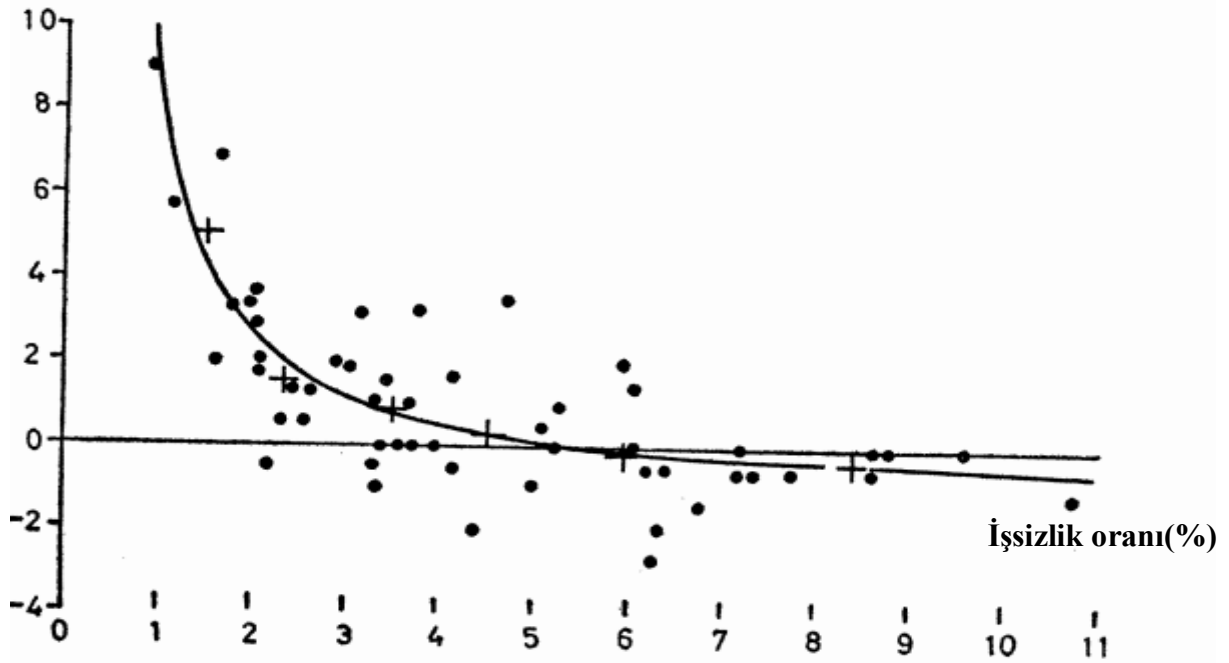
2.1.1. Geleneksel Phillips Eğrisi

Toplam talep, politika yapıcılar tarafından para veya maliye politikaları aracılığıyla arttırıldığında, ekonomi kısa dönem toplam arz eğrisi boyunca daha yüksek fiyat ve daha yüksek çıktı noktasına hareket eder. Daha fazla çıktı daha düşük işsizlik demektir, çünkü

firmalar daha fazla ürettiklerinde daha fazla işçi istihdam ederler. Tersine toplam talebin daraltılması da ekonominin kısa dönem arz eğrisi boyunca orijine doğru kaymasına yani daha düşük fiyat ve daha düşük çıktı oranına hareket etmesine neden olur. Böylece enflasyon düşerken işsizlik artar. İşte enflasyon ile işsizlik arasındaki bu değiş-tokuş ilişkisi Phillips Eğrisi olarak adlandırılır. Phillips Eğrisi kısa dönem toplam arz eğrisinin bir yansıması olup, politika yapıcılar ekonomiyi kısa dönem arz eğrisi boyunca hareket ettirirlerken, işsizlik ve enflasyon zıt yönlerde hareket ederler (Mankiw, 2009, s. 432).

Phillips (1958), 1948-1957 dönemine ait İngiltere'deki işsizlik ve parasal ücretlerdeki değişim oranlarını ele aldığı makalesinde, bu iki değişken arasında doğrusal olmayan, ters yönlü ve istikrarlı bir ilişkinin varlığını ortaya koymuştur. Parasal ücret değişim oranı ile işsizlik oranı arasındaki bu ters yönlü ilişki yeni bir bulgu olmamasına rağmen, bu ilişkinin istikrarlı olduğunun ortaya konuluşu Phillips'in yaptığı önemli bir katkıdır (Frisch, 1977, s. 1290). Phillips, Şekil 2.1'de verilen orijinal Phillips Eğrisi ile o dönemin İngiltere'si için iki önemli sonuca ulaşmıştır. Öncelikle, işsizlik oranı yaklaşık %5.5 değerini aldığı anda parasal ücretlerde bir değişme olmayacaktır. Ayrıca herhangi bir işsizlik düzeyinde parasal ücretlerde meydana gelecek bir değişiklik işsizlik oranı düşük iken daha hızlı, yüksek iken daha yavaş gerçekleşecektir (Phillips, 1958, s. 290).

Parasal ücretlerdeki değişim oranı (%)

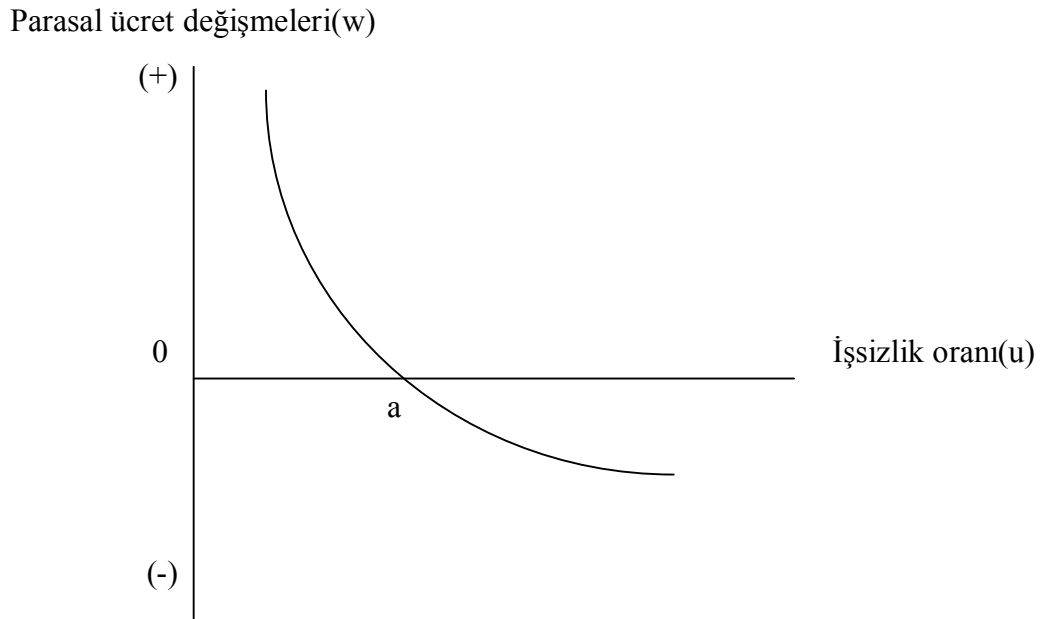


Şekil 2.1. Orijinal Phillips Eğrisi

Kaynak: Phillips, 1958, s. 285

Phillips'in çalışması ampirik olarak çok önemli bir katkı sağlamış olmasına rağmen teorik temelden yoksundu. Richard G. Lipsey, 1960'da yapmış olduğu çalışmasıyla Phillips Eğrisi analizine teorik bir temel kazandırmıştır. Lipsey (1960), Phillips Eğrisi'ni emek talebi fazlası-parasal ücret değişimleri ve emek talebi fazlası-işsizlik arasındaki iki davranışsal fonksiyondan hareket ederek türetmiştir.

Lipsey, emek talebi fazlası ve parasal ücretlerdeki artış arasındaki pozitif yönlü ilişki ile emek talebi fazlası ve işsizlik arasındaki negatif yönlü ilişkiden hareket etmiştir. Emek talebinde herhangi bir fazlalığın olmadığı noktada (yani işsizlik yokken), parasal ücretlerdeki değişme oranı sıfır noktasında olacaktır; ancak emek talebinde oluşan bir fazlalıkla birlikte parasal ücretlerde nispi bir artış gözlenecektir. Dolayısıyla bu iki değişken arasında pozitif yönlü bir ilişki söz konusudur. Emek talebi fazlası ile işsizlik arasında ise ters yönlü bir ilişki vardır. Talep fazlasındaki bir artış, işsizlik oranını azaltırken; talep fazlasındaki bir azalış ise işsizlik oranını arttırır. Emek talebi fazlası ile parasal ücret değişimleri arasındaki ilişkiyi tanımlayan fonksiyon ile emek talebi fazlası ile işsizlik arasındaki ilişkiyi tanımlayan fonksiyon birbirlerinin yerine konulduğunda, tek bir işgücü piyasası için parasal ücret değişimi ile işsizliğin ters ilişkisini ortaya koyan Phillips Eğrisi elde edilir (Lipsey, 1960, s. 12-16). Lipsey'in elde ettiği bu Phillips Eğrisi Şekil 2.2'de görülmektedir. Lipsey, emek talebinde bir fazlalık olmaması için, işsiz sayısı ile açık iş sayısının birbirine eşit olmasını gerektiğini ileri sürerek, şekilde a ile gösterilen bir geçici işsizlik oranı öngörmüştür.



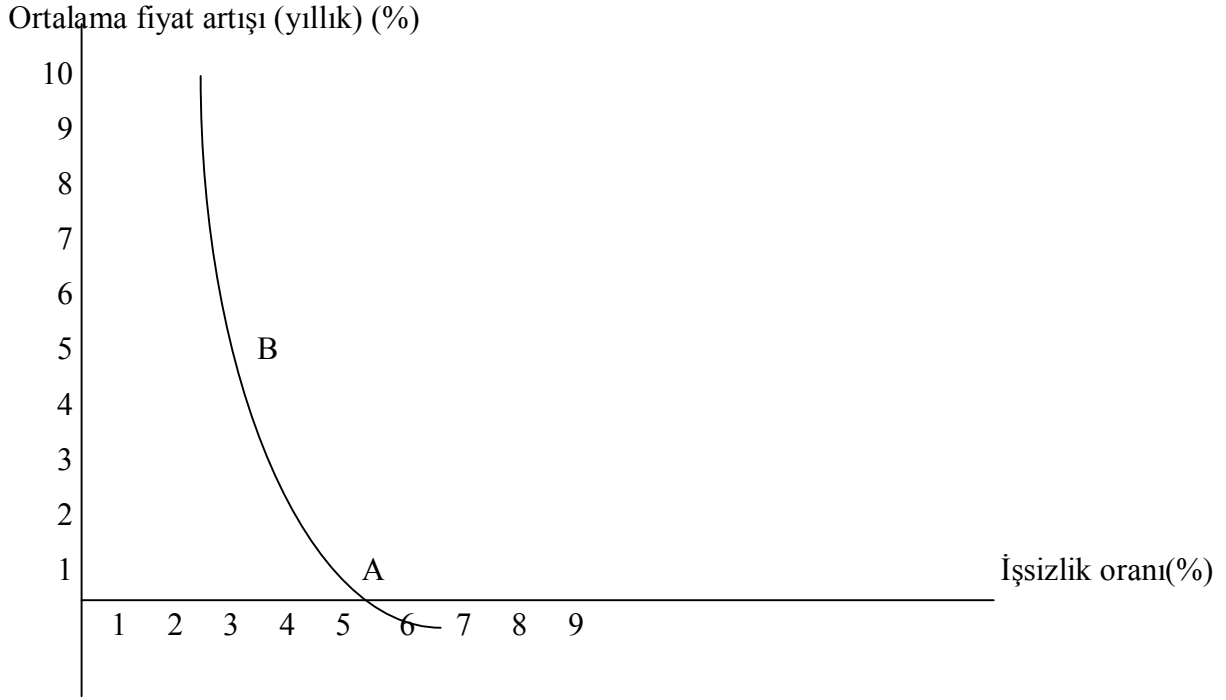
Şekil 2.2. Phillips- Lipsey Modeli

Kaynak: Lipsey, 1960, s. 14

Phillips Eğrisi'nin iktisat politikası aracına dönüştürülmesi ise Samuelson ve Solow tarafından gerçekleştirilmiştir. Samuelson ve Solow (1960), parasal ücretlerdeki değişim ile işsizlik arasındaki ilişkiyi gösteren Phillips Eğrisi'ni enflasyon ile işsizlik arasındaki ilişkiyi gösterir hale dönüştürmüşlerdir.

Samuelson ve Solow (1960), enflasyon ile işsizlik arasında buldukları negatif korelasyonun nedeninin, yüksek taleple ilişkili düşük işsizlik ve yine yüksek talebin ücret ve fiyatlarda yarattığı yukarı doğru baskı olduğunu ortaya koymuşlardır (Mankiw, 1998, s. 456).

Samuelson ve Solow (1960) tarafından dönüştürülmüş Phillips Eğrisi, Şekil 2.3'de verilmiştir. Şekil 2.3'de yer alan A noktası fiyat istikrarını göstermektedir. Ücret enflasyonunun %2.5 verimlilik büyümesi ile eşleştirildiği bu durumda, işsizlik oranı %5 ile %6 arasında değer almaktadır. Yani fiyat istikrarının maliyeti, %5-6 arasında bir işsizliğe katlanmaktır. Eğer işsizliğin daha düşük olması hedeflenirse, mesela işsizlik oranı %3 olan B noktasına düşürülürse, fiyat enflasyonu %4 ile %5 arasında bir değere yükselecektir. %2.5'luk verimlilik artışıyla ücret enflasyonu ise %6.5 ile %7.5 arasında değer alacaktır (Samuelson ve Solow, 1960, s. 192-193). İşte Samuelson ve Solow politikacılara işsizlik ile enflasyon arasında bir seçim sunmaktadırlar. Para ve Maliye politikaları aracılığıyla toplam talebi etkilemek suretiyle politikacılar eğri üzerinde herhangi bir noktayı seçebilirler. Eğri, yüksek işsizlik ve düşük enflasyon veya düşük işsizlik ve yüksek enflasyon sunmaktadır. Politikacılar hem düşük enflasyon hem de düşük işsizlik isterlerse bu Phillips Eğrisi çerçevesinde imkansızdır (Mankiw, 1998, s. 456-457). Yatay eksen şimdi ücret enflasyonundan daha çok fiyat enflasyonunu yansıtmaktadır, fakat %0 fiyat enflasyonu, %2.5 ücret enflasyonuna denk gelir şeklinde basitçe çevrilen bu ilişki, sabit bir verimlilik artışı olduğu sürece devam edecektir (Patterson, 2000, s. 513).



Şekil 2.3. Samuelson-Solow Tarafından Dönüştürülmüş Phillips Eğrisi

Kaynak: Samuelson ve Solow, 1960, s. 192

Enflasyon ile işsizlik arasındaki bu ilişki çeşitli Parasalcı Makroekonomik modellerle formülize edilmiştir. Örneğin, Anderson ve Carlson (1972), toplam arz eğrisini kullanarak işsizliği (2.1)'deki gibi formülize etmiştir (Patterson, 2000, s. 520):

$$u_t = \alpha_0 + \alpha_1 \pi_t + \varepsilon_{st} \quad (2.1)$$

Burada, $\alpha_1 < 0$ olmak üzere; π : enflasyon oranını, u : işsizlik oranını ve ε_s : arz yanlı şokları ifade etmektedir.

Phillips Eğrisi bakış açısıyla bu ilişki ters çevirilip, ε_d : talep yanlı şoklar olmak üzere,

$$\pi_t = \beta_0 + \beta_1 u_t + \varepsilon_{dt} \quad (2.2)$$

halini alır.

Geleneksel Phillips Eğrisi, enflasyon ile işsizlik oranı arasındaki ters yönlü ilişkiyi doğrusal ve hiperbolik olarak tanımlamaktadır. Malinov ve Sommers (1997, s. 741), Phillips Eğrisi'ni, doğrusal ve eğrisel formlarda aşağıdaki gibi tanımlamıştır.

Geleneksel Phillips Eğrisi doğrusal formda,

$$\pi_t = a_0 + a_1 U_t + \varepsilon_t \quad (2.3a)$$

şeklinde yazılır. π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranını ifade etmektedir. Burada teorik olarak a_1 'in negatif ve anlamlı olması beklenir. Model logaritmik doğrusal, doğrusal logaritmik ve tam logaritmik olarak da kullanılabilmektedir.

Bu ilişki hiperbolik olarak ise,

$$\pi_t = a_0 + a_1 (1/U_t) + \varepsilon_t \quad (2.3b)$$

şeklinde tanımlanabilir. π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranını ifade etmektedir. Burada teorik olarak a_1 'in pozitif ve anlamlı olması beklenir. Model logaritmik ters model olarak da tanımlanabilir.

Malinov ve Sommers (1997), 1973-1992 yılları için OECD ülkelerine; Ewing ve Seyfried (1999) ise aynı dönem için USA ülkelerine Geleneksel Phillips eğrilerini uygulamış ve anlamlı sonuçlar elde etmişlerdir. Fakat Türkiye için yapılan uygulamalarda pek başarılı sonuçlar elde edilememiştir. Kuştepe (2005), 1980-2001 dönemi için yıllık, 1988:2-2003:1 dönemi içinse 6 aylık verilerle yapmış olduğu uygulamada; Sezen vd. (2010), 1989-1999 ve 2000-2009 dönemleri için 3 aylık verileri kullanarak kestirmiş olduğu modellerde, anlamlı sonuçlara ulaşamamışlardır.

Phillips Eğrisi analizlerinde kullanılan verilerin frekansı bir tartışma konusudur. Bu modelin uygulayıcılarından Ewing ve Seyfried (1999), özellikle eğer bir zaman serisi oluşturuluyorsa, analizin daha fazla bilgi içermesi için verilerin aylık veya çeyrek yıllık olması gerektiğini savunmaktadırlar. Diğer yandan, Malinov ve Sommers (1997), enflasyon ve işsizlik oranlarının aylık değerlerinin Phillips Eğrisi ile tutarsız olduğunu düşünmektedirler. Onlara göre, eğer tutarlı olsaydı, çalışanlar ve firmalar her ay ücretleriyle ilgili yeni düzenlemeler talep ederlerdi (Kuştepe, 2005, s. 585).

Bu tartışmalar doğrultusunda, çalışmada hem aylık ve hem de çeyrek yıllık verilerle uygulama yapılarak denenmesi ve buna göre bir değerlendirilme yapılması uygun bulunmuştur.

2.1.2. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi

Geleneksel Phillips Eğrisi, 1960'ların ortalarına kadar kabul görmüştür. Ancak, 1960'ların sonlarında yapılan uygulamalarda değiş-tokuş ilişkisinin istikrarlı olmadığı ve Phillips Eğrisi'nin zaman içerisinde yer değiştirdiği bulgularına ulaşıncaya iktisatçılar bu kaymaları açıklamaya çalışmışlardır. Özellikle 1970'lerde oluşan stagflasyon yani işsizlikle enflasyonun birlikte artışı, Phillips Eğrisi'nde düzeltmeye gidilmesini gerekli hale getirmiştir. Phelps (1967) ve Friedman (1968), meydana gelen bu kaymaları enflasyonist beklentileri analize dahil ederek açıklamışlardır. Phillips Eğrisi'ne enflasyonist beklentilerin eklenmesiyle oluşturulan Phillips Eğrisi'nin bu versiyonuna 'Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi' denilmektedir.

Phelps (1967) ve Friedman (1968) sadece Phillips Eğrisi analizindeki kaymaları açıklamakla kalmamışlar, aynı zamanda analize enflasyonist beklentilerin dâhil edilmesi halinde işsizlikle enflasyon arasında uzun dönemli bir değiş-tokuş ilişkisinin mümkün olmayacağını da ileri sürmüşlerdir. Kısa dönemde enflasyon ile işsizlik arasındaki ters yönlü ilişkinin varlığını kabul ederlerken, uzun dönemde böyle bir ilişkinin var olmadığını, ekonominin uzun vadede “doğal işsizlik oranı” olarak adlandırılan işsizlik oranına döneceğini savunmuşlardır.

Friedman'ın “doğal işsizlik oranı” olarak adlandırdığı oran, işini kaybeden veya değiştiren kişilerin, yeni alanlarda istihdam edilmelerinin zaman gerektirmesi nedeniyle, normal şartlarda bile oluşan belli bir işsizlik oranıdır. Friedman, her ekonominin bir denge üretim düzeyi olduğunu ve bu düzeyde bile belirli bir oranda işsizliğin olacağını savunmaktadır (Paya, 1998, s. 323).

Enflasyonist beklentilere analizlerinde ilk kez tam anlamıyla önem veren Parasalcı teorisyenlerdir. Parasalcılar ve en önemli Parasalcı teorisyenlerden birisi olan Friedman, beklentileri adaptif (uyarlayıcı) kabul ederler. Adaptif beklenti kavramında, ekonomik beklentilerin sadece geçmiş deneyimlerle şekilleneceği savunulur (Orhan ve Erdoğan, 2002, s.

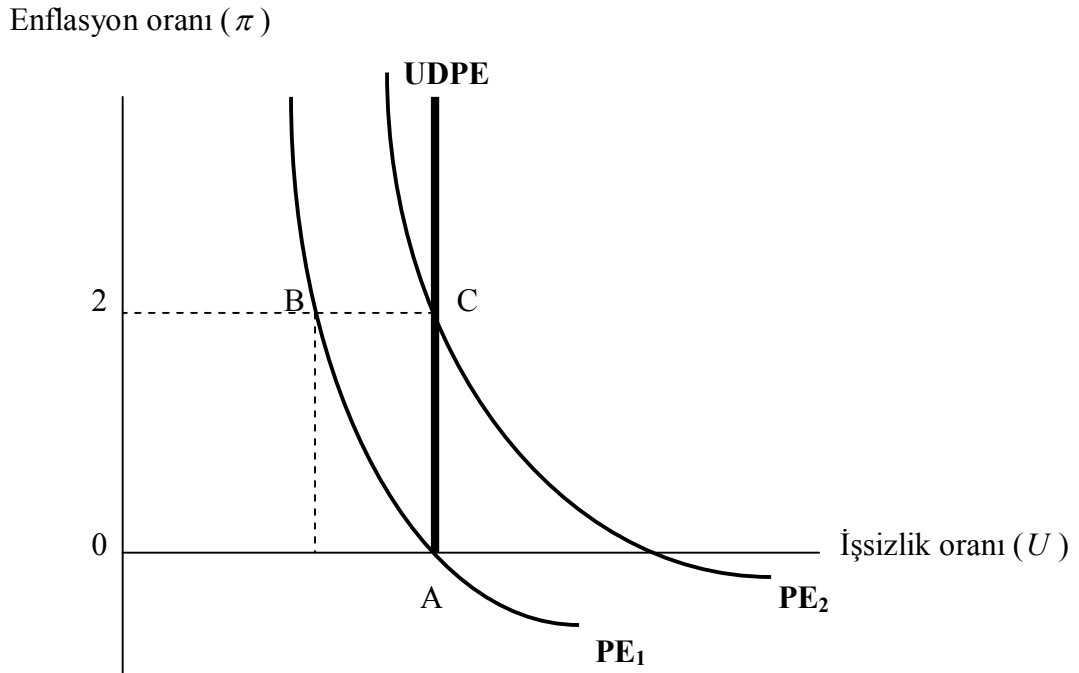
189). Tabi bu durumda, iktisadi aktörlerin, beklentilerini oluştururken, ileride ortaya çıkabilecek gelişmeleri göz ardı ettikleri kabul edilmiştir.

Şekil 2.4’de verilen Adaftif Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi görülmektedir. Şekildeki A noktası, beklenen ve gerçekleşen enflasyonun birbirine eşit olduğu durağan durum dengesini göstermektedir. Bu noktada enflasyon oranı sıfır olup, işçiler tarafından da sıfır olarak kalacağı düşünülmektedir. Ayrıca, bu noktada işsizlik oranı doğal seviyesindedir. PE_1 eğrisi sıfır enflasyon beklentisine göre çizilen Kısa Dönem Phillips Eğrisi’ni göstermektedir.

Politikacılar tarafından işsizlik oranının düşürülmek istendiğini ve bu yüzden para arzı büyüme oranını arttırdıklarını varsayacak olursak, enflasyon beklenmedik bir şekilde yükselerek örneğin %2 seviyesine çıkacaktır. Gerçek ücretler düşmüş olmasına rağmen işçiler bu durumu hemen fark etmeyecekler, bir süre daha enflasyonu eski değerinde sanacaklardır. Gerçek ücretin düşük olduğu bu durumda, işverenler daha çok işçi istihdam ederek üretimi arttıracaklardır. Çıktı ve istihdam arttığı için piyasanın dengesi, PE_1 Kısa Dönem Phillips Eğrisi üzerinde A noktasından B noktasına kayacaktır. Bu noktada işsizlik düşmüş, enflasyon artmıştır. Bu açıdan kısa vadede Geleneksel Phillips Eğrisi ile arasında fark yoktur. Bununla beraber işçiler bir süre sonra gerçek enflasyonu algılayarak beklentilerini gerçekleşen enflasyona göre yeniden ayarlayacaklardır. İşçiler ücretlerinin telafisini isteyecekler, ücretlerin yükselmesiyle birlikte de işsizlik yeniden artarak doğal işsizlik seviyesine dönecektir. Ancak bu arada para arzı genişletilmiş ve geri emilmemiş olduğundan enflasyon %2 seviyesinde takılı kalacaktır. Böylece Phillips Eğrisi kayacak ve yeni denge noktası C noktası olacaktır (Bain ve Howells, 2003, s. 212-213).

Doğal işsizlik oranını tekrar azaltmak mümkündür. Fakat her para arzı arttırıldığında, yine aynı süreçler yaşanacak, beklenen fiyat artış oranı, gerçekleşen fiyat artış oranına uyarlanınca, tekrar doğal işsizlik oranına dönecektir. Fakat bu geri dönüş her defasında daha yüksek olan bir enflasyon oranı ile birlikte olacaktır (İşgüden, 1988, s. 216). A ve C noktaları, beklenen ve gerçekleşen enflasyon oranlarının birbirine eşit olduğu, dolayısıyla işsizliğin doğal seviyede olduğu ekonominin durağan denge durumlarıdır. O halde, her biri belirli enflasyon oranlarında geçerli olmak üzere çok sayıda kısa dönem Philips Eğrileri vardır. Uzun Dönem Philips Eğrisi (UDPE) ise durgun denge durumlarını birleştiren, doğal işsizlik oranı noktasından yukarı doğru çizilen bir doğru ile gösterilir. Enflasyonla işsizlik arasında her

zaman geçici nitelikte bir ilişki vardır, fakat uzun vadede kalıcı bir değiş tokuş ilişkisinden bahsetmek mümkün değildir (Friedman, 1968, s.11).



Şekil 2.4. Adaptif Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi

Kaynak: Bain ve Howells, 2003, s. 213

Enflasyon beklentilerinin de eğriye eklenmesiyle birlikte Phillips eğrisi doğrusal ve hiperbolik olarak yeniden tanımlanarak aşağıda verilen formuna ulaşmıştır (Payne vd., 2000, s. 677).

Beklentilerle genişletilmiş Phillips Eğrisi doğrusal biçimde,

$$\pi_t = a_0 + a_1 U_t + a_2 \pi_t^e + \varepsilon_t \quad (2.4a)$$

şeklinde yazılır. Burada, π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranı; π_t^e : beklenen enflasyon oranını ifade etmektedir.

Bu ilişki hiperbolik olarak ise,

$$\pi_t = a_0 + a_1 (1/U_t) + a_2 \pi_t^e + \varepsilon_t \quad (2.4b)$$

olarak tanımlanır. Burada, π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranı; π_t^e : beklenen enflasyon oranını ifade etmektedir.

Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, Geleneksel Phillips Eğrisi'nden beklenen enflasyonu ele alışı açısından farklılaştığı gibi işsizliği ele alışı açısından da farklılaşmaktadır. Beklentilerle genişletilmiş Phillips Eğrisi'nde, işsizlik oranı (U_t), emek piyasasındaki talep fazlasının bir fonksiyonu olarak değil; doğal işsizlik oranı (U^*) ile fiili işsizlik oranı (U_t) arasındaki farkın bir fonksiyonu olarak ifade edilmektedir (Shone, 2002, s. 470; Büyükkakın, 2008, s. 144).

Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi,

$$\pi_t = f(U_t) + \pi_t^e \quad (2.5)$$

olmak üzere, buradaki işsizlik oranının fonksiyonu da,

$$f(U_t) = -\beta(U_t - U^*) \quad (2.6)$$

şeklinde gösterilir. Buna göre, mal ve emek piyasalarında bir talep fazlası olduğunda fiili işsizlik oranı doğal işsizlik oranının altında kalacak ve enflasyon yükselecektir. Talep yetersizliği halinde ise işsizlik oranı doğal işsizlik oranını aşacağından enflasyon düşecektir (Shone, 2002, s. 471).

Bu durumu daha açık ifade etmek için Friedman ve Phelps'in tanımladığı doğal işsizlik oranı,

$$\text{İşsizlik oranı} = \text{doğal işsizlik oranı} - a (\text{fiili enflasyon} - \text{beklenen enflasyon}) \quad (2.7)$$

şeklinde formülize edilebilir.

Kısa dönemde, belli bir beklenen enflasyon söz konusu iken, daha yüksek bir seviyede oluşan enflasyon, daha düşük işsizlikle ilişkilenecektir. Beklenmeyen enflasyona işsizlik oranının verdiği tepki a 'nın büyüklüğünü belirleyecektir (Mankiw, 1998, s. 464). Gerçekleşen enflasyon oranı beklenen enflasyon oranını aşarsa, fiili işsizlik oranı doğal işsizlik oranının altına inecek; gerçekleşen enflasyon oranı beklenen enflasyon oranının altında kalırsa, fiili işsizlik oranı doğal işsizlik oranının üstüne çıkacak ve gerçekleşen enflasyon oranı beklenen enflasyon oranına eşit olursa, fiili işsizlik oranı doğal işsizlik oranında olacaktır. Dolayısıyla

beklenen enflasyon oranındaki değişmelere paralel bir şekilde, kısa dönem Phillips Eğrileri de parametrik biçimde kaymaktadır (Phelps, 1967, s. 255-256; Friedman, 1977, s. 456-459).

Uzun dönemde ise bireyler beklentilerini gerçekleşen enflasyona uyduracaklar ve böylece gerçekleşen enflasyon beklenen enflasyona eşit hale gelecektir. İşsizlik oranı ise doğal seviyesine geri dönecektir (Mankiw, 1998, s. 464).

Denkleme dahil edilen beklentilerin nasıl oluştuğunun tanımlanması gerekmektedir. İktisadi ve ekonometrik yazında enflasyon beklentilerinin genellikle ileriye ve geriye dönük bileşenlerin doğrusal birleşimi olduğu varsayılır. Geriye dönük bileşenler enflasyon sürecinin ataletini yansıtabilir veya Fischer (1977) gibi örtüşen kontratlar modeli ile hareketlendirilebilir. $A(L)$ ve $B(L)$ polynominal gecikme işlemcileri olmak üzere (2.8)'deki gibi ifade edilir (Debelle ve Vickery, 1997, s. 3):

$$\pi_t^e = \gamma A^{-1}(L)\pi_{t-i} + (1-\gamma)B(L)\pi_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.8)$$

Phelps ve Friedman beklentilerin adaptif olduklarını kabul ettikleri için beklentileri modele bireylerin beklentilerini geçmiş dönem tecrübeleriyle oluşturdukları varsayımıyla dahil etmişlerdir.

Enflasyon için adaptif beklentiler hipotezi,

$$\pi_t^e - \pi_{t-1}^e = \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \varepsilon_t \quad (2.9a)$$

ya da

$$\pi_t^e = \pi_{t-1}^e + \gamma(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^e) + \varepsilon_t \quad (2.9b)$$

şeklinde ifade edilir. Burada ε_t sıfır ortalamalı dağılım gösteren hata terimidir. γ parametresi, bu öğrenen mekanizmanın uyarlanma hızını veya hassaslığını göstermekte olup, $0 < \gamma \leq 1$ arasında değer alır. γ , beklenen enflasyonda yapılan düzeltmenin, geçen dönemki enflasyonun tahmin hatasına oranıdır. Bu oran, örneğin 0.9 değerini aldığı anda 0.1 değerine göre geçmiş hatalarını daha hızlı düzeltecek, kendini yeni duruma daha çabuk uyarlayacaktır. γ 'nın 1 değerine eşit olması ise beklenen enflasyondaki değişimin tamamen geçmiş dönemin hatasına eşit olması anlamına gelmektedir (Patterson, 2000, s. 526).

Muth (1961), adaptif beklentilerin $\varepsilon_t = 0$ olmak üzere üssel ağırlıklandırılmış tahminler olduğunu göstermiştir. $\varepsilon_t = 0$ alınarak (2.9) denklemi tekrar düzenlendiğinde,

$$\pi_t^e = (1 - \gamma)\pi_{t-1}^e + \gamma\pi_{t-1} \quad (2.10)$$

olur ve bir dönem daha geciktirildiğinde,

$$\pi_{t-1}^e = (1 - \gamma)\pi_{t-2}^e + \gamma\pi_{t-2} \quad (2.11)$$

olur. (2.10) denkleminde (2.11) denklemi çıkarılarak,

$$\begin{aligned} \pi_t^e &= (1 - \gamma)[(1 - \gamma)\pi_{t-2}^e + \gamma\pi_{t-2}] + \gamma\pi_{t-1} \\ &= (1 - \gamma)^2 \pi_{t-2}^e + (1 - \gamma)\gamma\pi_{t-2} + \gamma\pi_{t-1} \end{aligned} \quad (2.12)$$

elde edilir.

Bu süreç devam ettirildiğinde,

$$\pi_t^e = (1 - \gamma)^j \pi_{t-j}^e + \gamma \sum_{i=1}^{j-1} (1 - \gamma)^{i-1} \pi_{t-i} \quad (2.13)$$

denkleminde ulaşılır. $j \rightarrow \infty$ 'a giderse, o zaman $0 \leq j < 1$ için $(1 - \gamma)^j \rightarrow 0$ 'a gider ve (2.13) denklemi,

$$\pi_t^e = \gamma \sum_{i=1}^{\infty} (1 - \gamma)^{i-1} \pi_{t-i} \quad (2.14)$$

olur. Böylece π_t^e geçmiş enflasyonların ağırlıklı ortalaması halini alır (Muth, 1961, s.319-320 ve Patterson, 2000, s.526).

Bu haliyle gözlemlenemeyen π_t^e değişkeninin, geçmiş dönemin enflasyon oranlarının ağırlıklı ortalaması ile ölçülmesi pek mümkün görülmemektedir. Çünkü adaptif beklentiler hipotezindeki bu toplam sonsuza gitmektedir, fakat uygulamada bu toplamın sonlu bir maksimum gecikme sayısında kesilmesi gerekmektedir.

Bu durum,

$$\begin{aligned}\pi_t^e &= \sum_{i=1}^m w_i \pi_{t-i} \\ &= w(L)\pi_t\end{aligned}\quad (2.15)$$

şeklinde ifade edilir. Burada, $\{w_i\}$: gecikmesi dağıtılmış ağırlıklar kümesini ifade etmekte olup, $w(L) = \sum_{i=1}^m w_i L^i$ 'dir. $m = \infty$ olduğunda ise adaptif beklentiler hipoteziyle ilişkilendirilen sonsuz örneklem hacmi söz konusu olur (Patterson, 2000, s. 529).

İlgili yazında beklenen enflasyon olarak sadece bir dönem gecikmesinin alınması sık rastlanan bir durumdur. Örneğin, Payne vd. (2000), beklentileri adaptif kabul ederek yapmış olduğu uygulamasında, beklenen enflasyonu bir dönem önceki enflasyon oranına eşit olarak kabul etmiştir. Fakat Kuştepe (2005) yapmış olduğu Türkiye uygulamasında, son dönem enflasyonunu beklenen enflasyona eşit kabul etmenin iyi bir varsayım olmasına rağmen Türkiye gibi enflasyonist ülkelerde gidilebildiği kadar geriye gidilmesinin gerekliliğini vurgulamıştır.

Çalışmanın uygulama bölümünde beklenen enflasyon, (2.15) nolu denklem kullanılarak bulunmuş, enflasyon kendi geçmiş değerleriyle regresyona sokularak anlamlı olduğu gecikmeye kadar ilerletilmiştir.

Parasalcılara göre enflasyonist bir para politikası kullanılarak, işsizlik oranını, doğal işsizlik oranının altında devamlı tutmak olası değildir. Parasalcılar, beklentilerin adaptif olduğunu ve bireylerin bir süre sonra reel ücretteki düşüşü algılayarak bu durumun telafisini isteyeceklerini savunmaktadırlar. İşçiler ücretlerini uyarladıklarında ekonomi eskisinden daha yüksek bir enflasyon oranı ile karşı karşıya kalır. Buradan hareketle Parasalcılar, kamu otoritelerinin elinde olan para arzı, kamu harcamaları, vergiler ve bütçe açıkları gibi sınırlı sayıdaki makro ekonomik değişkenlerin, önceden bazı sabit kurallarla saptanması gerektiğini savunmakta; dengeli bütçenin yanı sıra, yapılacak politika değişikliklerinden, halkın önceden haberdar edilmesini istemektedirler (Parasız, 1991, s. 8 ; Dornbusch ve Fischer, 1998, s. 477).

Stagflasyon krizi sonrası arayışlar sonucu, Parasal yaklaşımın yanı sıra ekonominin genel denge oluşumu Yeni Klasik Okul yaklaşımı tarafından da incelenmiştir. Beklentilerin adaptif değil de rasyonel biçimde oluştuğunu öne süren bu yaklaşım, bireylerin sistematik hata

yapmayacaklarını, piyasadaki mevcut tüm bilgiyi kullanarak optimal kararı alacaklarını savunmuştur. Rasyonel bireyler beklentilerini oluştururken, sadece geçmiş dönem bilgilerini değil, aynı zamanda içinde bulunulan döneme ait bilgileri de kullanarak ve bu bilgileri tutarlı bir iktisadi model çerçevesinde değerlendirerek oluşturmaktadırlar (McCallum, 1982, s. 146). Rasyonel bekleyiş hipotezini savunanlara göre işsizlik ile enflasyon arasındaki ters yönlü ilişki kısa dönemde bile mevcut değildir. Ekonomide uyarıcı etkiler doğuracak politika uygulamalarına gidildiğinde, kısa dönemde dahi, hasıla, istihdam ve işsizlik gibi reel ekonomik değişkenlerde herhangi bir etkilenme söz konusu olmaz. Bunun nedeni, iktisadi birimlerin, en son verileri ve en iyi ekonomik modelleri kullanarak, enflasyon tahminlerini en mükemmel şekilde yaptıklarının kabul ediliyor olmasıdır. Genişletici bir iktisat politikası uygulamasında, bireyler, durumu fark ederek, cari enflasyonist koşullar doğrultusunda beklentilerini ayarlayarak gerekli tepkiyi zamanında gösterdikleri için, reel ücretlerde bir gerileme ortaya çıkmaz. Bu sebeple, aktivist bir politika uygulaması ancak, enflasyon artışına neden olur, kısa dönemde dahi işsizlik doğal işsizlik düzeyinde kalır (Orhan ve Erdoğan, 2002, s. 193-195). Bu nedenle tam istihdam hedefiyle hareket etmek yerine fiyat istikrarı hedefini gerçekleştirmeye odaklı para ve maliye politikalarının kullanılması daha başarılı sonuçlar doğuracaktır (Lucas, 1978, s. 357).

2.1.2.1. Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi

Geleneksel Phillips Eğrisi 1970'lere kadar olan dönemde ekonominin arz yanını deterministik olarak almış ve talepte oluşan değişiklikleri ekonomik dalgalanma içerisinde önemli bir faktör olarak kabul etmiştir. 1970'lerle birlikte fiyat beklentileri ve stokastik arz yanı Philips Eğrisi analizlerine giriş yapmış, bu durum Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi denklemi ile sonuçlanmıştır. Bu denklemde, talep değişkeni aşırı talep açısından daha net bir şekilde yeniden tanımlanmıştır. Geleneksel Phillips Eğrisi'nde, işsizlik oranının tersi işgücü talebindeki artışın vekili olarak kullanılmaktaydı. Düşük işsizlik talep artışının yüksek gerçekleşmesi anlamına gelmekte, bu da ücretlerin artmasıyla ilgili baskı yaratmaktaydı. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'nde ise talep değişkeni, işsizlik oranının gerçek ve doğal oranı arasındaki fark olarak yeniden tanımlanmıştır. İşsizlik oranı açığının Phillips Eğrisi'ne adapte edilmesi ile ekonomik değişikliklerin hem arz hem de talep şoku kaynaklı olduğu görüşü yerleştirilmiştir (Claus, 2000, s. 3).

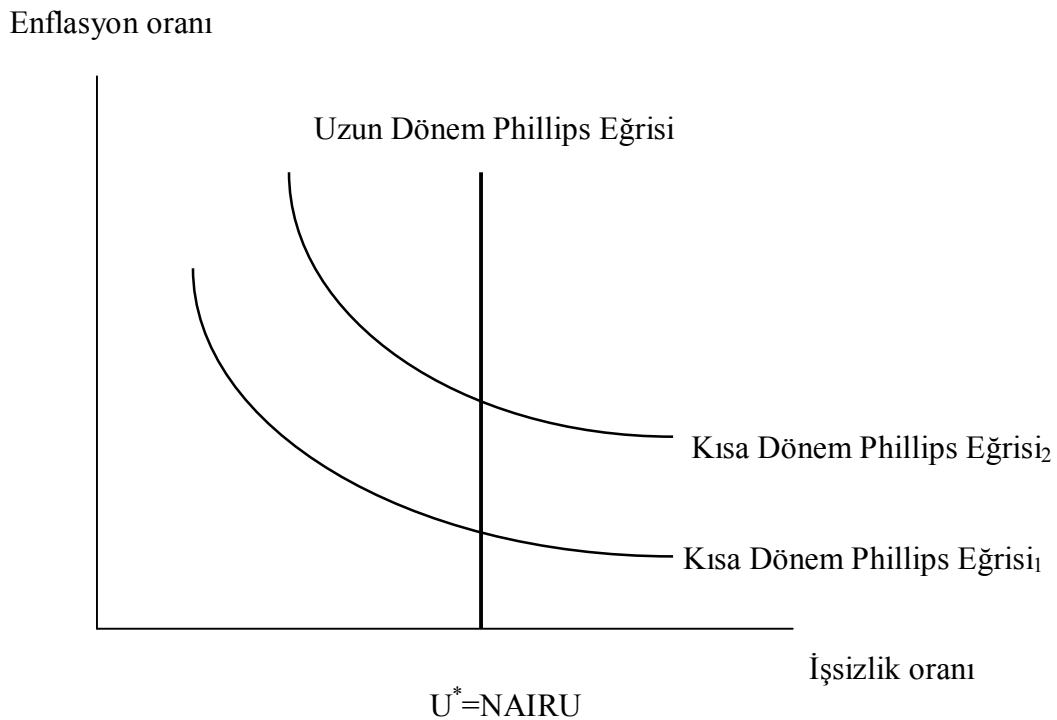
Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'nde işsizlik oranı açığına yer veren uygulamalarda değişmeyen enflasyon oranı ile tutarlı bir işsizlik oranı tanımlanmakta ve bu oran enflasyonu hızlandırmayan işsizlik oranı (non-accelerating inflation rate of unemployment ((NAIRU)) olarak adlandırılmaktadır. NAIRU kavramı ilk olarak Modigliani ve Papademos (1975) tarafından enflasyonist olmayan işsizlik oranı (non-inflationary rate of unemployment (NIRU)) olarak tanımlanmıştır. Geleneksel Phillips Eğrisi ile Friedman'nın uzun dönem Phillips Eğrisi'nin kesişimiyle, bölge, enflasyonun hızlanacağı ve yavaşlayacağı alanlara ayrılmış, uzun dönem eğrisinin yatay eksenini kestiği nokta NIRU olarak adlandırılmıştır. Modigliani ve Papademos, işsizlik oranının NIRU oranının altında değer almasının enflasyonu arttıracaklarını, üzerinde değer almasının ise düşüreceğini savunmuşlardır (Modigliani ve Papademos, 1975, s. 142-148).

NIRU kavramı, Yeni Keynesçiler tarafından yeniden yorumlanarak NAIRU halini almıştır. İlk kez Tobin (1980) tarafından kullanılan NAIRU kavramı, artan enflasyonun talep fazlası ile düşen enflasyonun arz fazlasının dengede olduğu sabit enflasyon ile uyumlu işsizlik oranı olarak tanımlanmaktadır (Tobin, 1998, s.8). NAIRU noktasında, fiyat ve ücret enflasyonuna aşağı veya yukarı doğru yapılan baskılar dengededir, böylece enflasyonun değişmesine neden olacak herhangi bir baskı söz konusu değildir.

Ekonomik durumlar üçe ayrılarak NAIRU kavramının altında yatan fikir incelenebilir (Samuelson ve Nordhaus, 2005, s. 680):

1. Aşırı talep: Piyasalar düşük işsizlik ile yüksek kapasite kullanımına sahiplerse, yani ekonomi aşırı sıkı ise bu durumda fiyatlar ve ücretler, talep enflasyonuna bağlı olarak artacaklardır.
2. Aşırı arz: Durgunluk durumlarında ise yani işsizliğin yüksek ve fabrikaların boşlukta olduğu hallerde, firmalar indirimli satışlar yapma eğiliminde olacaklar, işçiler ise yüksek ücret talebinde pek fazla bulunmayacaklardır. Böylece ücret ve fiyat enflasyonu ılımlı olma eğilimi taşıyacaktır.
3. Doğal baskılar: Bazen ekonomi doğal durumunda işler. İş açığı tarafından gelen yukarı yönlü baskılar ile işsizlik tarafından gelen aşağı doğru baskılar birbirini dengeler. Ayrıca, petrol veya diğer dışsal kaynaklardan gelen herhangi bir arz şoku bulunmamaktadır. İşte ekonomi bu durumda NAIRU noktasındadır, enflasyon ne artar ne de azalır.

Uzun dönem makroekonomik dengesinde varolacağı tahmin edilen işsizlik oranının doğal işsizlik oranı adını aldığından bir önceki bölümde bahsedilmişti. Uzun Dönem Phillips Eğrisi, doğal işsizlik oranı düzeyinde (yani tam istihdam düzeyinde) tam dikey olarak yükselen bir eğridir. Uzun Dönem Phillips Eğrisi yatay eksen, enflasyonun artmadığı bir işsizlik düzeyi olan doğal işsizlik oranında keser. İşte bu noktadaki işsizlik oranı Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı (NAIRU) olarak adlandırılmaktadır. NAIRU teorisine göre ise eğer işsizlik bu oranın altına inerse, enflasyon hızlanır. Bu teoriden hareketle, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'nde, işsizlik oranının NAIRU'ya olan farkıyla enflasyon oranının ilişkilendirildiği Phillips Eğrileri (Şekil 2.5) tanımlanmıştır.



Şekil 2.5. Enflasyonu Hızlandırmayan Enflasyon Oranı (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi

Kaynak: Samuelson ve Nordhaus, 2005, s. 681

Şekil 2.5’de verilen Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’nde, arz ve talep baskısının dengede olduğu NAIRU noktası görülmektedir. İşsizlik oranı NAIRU’dan farklı bir değer aldığı anda enflasyon oranı değişecektir. Örneğin NAIRU, %5 iken işsizlik oranı %3 olarak gerçekleşirse, enflasyon yıldan yıla artma eğiliminde olacaktır. Enflasyon, işsizlik oranı NAIRU düzeyine dönene kadar her sene artarak devam edecektir. İşsizlik, NAIRU’nun altında gerçekleştiğinde, çalışanların reel ücret talepleri beklenenin üzerinde olacaktır. Hem çalışanların bekledikleri reel ücreti alamadıkları hem de firmaların bekledikleri fiyat

seviyesine ulaşamadıkları ücret-fiyat sarmalı sonucunda enflasyon artacaktır (Stiglitz, 1997, s. 3).

Tersine işsizlik oranı NAIRU oranından daha fazla bir oranda gerçekleşirse, bu durumda da enflasyon, işsizlik oranı tekrar NAIRU oranına gelene kadar düşmeye devam edecektir. İşsizlik oranı NAIRU seviyesinde olduğunda ise enflasyon sabit kalacak, değişik işgücü piyasalarındaki arz talep değişimleri dengeye gelecek, enflasyon sabit bir oranda ne artma ne de azalma eğiliminde olacaktır (Samuelson ve Nordhaus, 2005, s. 681).

NAIRU, aşırı sıkı/artan enflasyon ile yüksek işsizlik/düşen enflasyon arasındaki doğal bölgeyi tanımlar. Kısa dönemde enflasyon, işsizlik oranı NAIRU'nun üzerinde arttırılarak azaltılabilir, fakat uzun dönemde NAIRU sürekli tutulabileceği en düşük işsizlik seviyesidir (Samuelson ve Nordhaus, 2005, s. 682).

Kimi teorisyenler NAIRU ve Doğal İşsizlik Oranının farklı kimisi de aynı kavramlar olduğunu savunurlar. Daha çok NAIRU, Phillips Eğrisi üzerinden hesaplanan makro ekonomik bir ilişkiyi öne süren, doğal işsizlik oranı ise emek piyasasının mikro ekonomik özelliklerini yansıtan bir denge koşulu olarak kullanılmaktadır (Claar, 2006, s. 2179).

Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, toplam arz eğrisinden türetilmektedir. Toplam Arz Eğrisi,

$$P = P^e + (1/\alpha)(Y - \bar{Y}) \quad (2.16)$$

olarak yazılabilir. Denklemden, Y : çıktı düzeyini, $\bar{Y}$: doğal çıktı düzeyini, P : fiyat düzeyini ve P^e : beklenen fiyat düzeyini göstermektedir. α , fiyat düzeyindeki beklenmeyen değişimlere çıktının ne kadar tepki vereceğini belirtirken, $1/\alpha$ ise arz eğrisinin eğimidir (Mankiw, 2009, s. 420-421).

Denklem üç adımda Phillips Eğrisi'ne dönüştürülebilmektedir. Öncelikle fiyat düzeyini değiştiren ve kısa dönem toplam arz eğrisini kaydıran dışsal olayları (dünya petrol fiyatlarında oluşan değişim gibi) temsil etmek için denklemin sağ tarafına arz şoku v ilave edilir. Daha sonra, fiyat düzeyinden enflasyon oranlarına gitmek için geçen yılın fiyatı P_{-1} denklemin her iki tarafından çıkarılır.

Bu durumda denklem,

$$(P - P_{-1}) = (P^e - P_{-1}) + (1/\alpha)(Y - \bar{Y}) + v \quad (2.17)$$

halini alır.

Denklemin sol tarafındaki $P - P_{-1}$ terimi, cari fiyat düzeyi ile geçen yılın fiyat düzeyi arasındaki fark olup, enflasyon (π) anlamına gelir. Sağ taraftaki $P^e - P_{-1}$ terimi beklenen fiyat düzeyi ile geçen yılın fiyat düzeyi arasındaki fark olup beklenen enflasyonu (π^e) ifade eder. Denklemin geldiği son durum,

$$\pi = \pi^e + (1/\alpha)(Y - \bar{Y}) + v \quad (2.18)$$

şeklindedir.

Üçüncü adımda, çıktının kendi doğal düzeyinden sapması ile işsizliğin kendi doğal düzeyinden sapması arasındaki ters ilişkiyi ifade eden “Okun Yasası” kullanılır. Okun Yasası, “çıktı doğal düzeydeki çıktıdan daha fazla olduğunda işsizlik, doğal işsizlik düzeyinden daha düşüktür” der ve bu durum,

$$(1/\alpha)(Y - \bar{Y}) = -\beta(u - u^*) \quad (2.19)$$

şeklinde ifade edilir. Burada, u : işsizlik oranını, u^* : doğal işsizlik oranı göstermektedir.

Denklem (2.19) ile verilen Okun Yasası kullanılarak, (2.18) denkleminde, $(1/\alpha)(Y - \bar{Y})$ yerine $-\beta(u - u^*)$ konulur ve böylece toplam arz denkleminde Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı’nın kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’ne ulaşılmış olur (Mankiw, 2009, s. 433):

$$\pi = \pi^e - \beta(u - u^*) + v \quad (2.20)$$

NAIRU’nun kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi çeşitli formlarda sunulmaktadır. (2.20) denkleminde verilen doğrusal form (2.21a) şeklinde de yazılabilir.

$$\pi_t = a_0 + a_1(u_t - u^*) + a_2\pi_t^e + \varepsilon_t \quad (2.21a)$$

Burada, π : enflasyon oranını; u : işsizlik oranını; u^* : Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı'nı (NAIRU) ; π_t^e : beklenen enflasyon oranını göstermektedir.

Bu ilişki hiperbolik olarak da (2.21b)'deki gibi tanımlanabilir:

$$\pi_t = a_0 + a_1((u_t - u^*)/u_t) + a_2\pi_t^e + \varepsilon_t \quad (2.21b)$$

Burada, π : enflasyon oranını; u : işsizlik oranını; u^* : Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı'nı (NAIRU); π_t^e : beklenen enflasyon oranını göstermektedir.

Formüle göre işsizlik oranı u^* 'ye eşit olduğunda, enflasyon da enflasyon beklentilerine eşit olmaktadır (Debelle ve Vickery, 1998, s. 365). Bir önceki kısımda bahsedildiği gibi enflasyon beklentileri genellikle ileriye ve geriye dönük bileşenlerin doğrusal bir kombinasyonu olduğu varsayılır ve (2.8) formülasyonu ile elde edilir.

Model, İşsizlik Oranındaki Değişim (Speed Limit Effect) eklenerek de kullanılabilmektedir. Bu denklem ise:

$$\pi_t = a_0 + a_1((u_t - u^*)/u_t) + a_2\pi_t^e + a_3(\Delta u_t / u_t) + \varepsilon_t \quad (2.21c)$$

şeklindedir. Burada, π : enflasyon oranını; u : işsizlik oranını; u^* : Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı'nı (NAIRU); π_t^e : beklenen enflasyon oranını; Δu_t : Hız Limiti Etkisi'ni (Speed Limit Effect) ifade etmektedir.

Bu üç denklemde de beklenen enflasyon (2.15) nolu denklemdeki gibi tanımlanmaktadır. Doğal işsizlik oranının tanımlanması ise hala bir tartışma konusudur. Bu konuda oranın sabit, zamana bağlı değişen veya şuan, geçmiş ve/veya gelecek enflasyon veya işsizlik oranının bir fonksiyonu olduğu şeklinde görüşler söz konusudur (Kuştepe, 2005, s.583).

Çalışmada NAIRU zamana göre sabit alınacaktır. NAIRU, enflasyonda bir yükselme olmamaksızın varlığını sürdüren en düşük işsizlik oranı olarak tanımlanır ve enflasyon oranının herhangi bir kararlı seviyesinde sabitlenmiş olur (Niskaken, 2002, s. 195).

2.1.2.2. Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi

Phillips Eğrisi kapsamında, çıktı açığı veya işsizlik oranının doğal işsizlik oranından farkı şeklindeki sapmaları mevcut enflasyon veya beklenen enflasyon ile ilişkilendirerek çeşitli Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi formları tanımlanmıştır (Meade ve Thornton, 2012, s. 197). Geleneksel Phillips Eğrisi’nde, işgücü talebindeki artışın vekili olarak işsizlik oranının tersi kullanılırken, NAIRU’yu içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’nde ise talep değişkeni, işsizlik oranının gerçek ve doğal oranı arasındaki fark olarak yeniden tanımlanmıştır. Phillips Eğrisi analizlerinde, aşırı talebin bir ölçüsü olarak işsizlik açığı yerine çıktı açığının kullanılması sıkça karşılaşılan bir durumdur. Philips Eğrisi uygulamalarında, çıktı açığının pek çok ülke enflasyonu için önemli bir belirleyici olduğu bulunmuştur (Claus, 2000, s. 4). Modern makroekonomik modeller arz şoklarının potansiyel çıktıyı etkilemesinden yola çıkarak, çıktı açığının Phillips Eğrisi’nde kullanımı üzerinde durmuşlardır (Meade ve Thornton, 2012, s. 200). Çıktı açığı değişkeni, Merkez Bankaları’nın enflasyonu veya gelir düzeyini belirli bir seviyede tutma amaçları nedeniyle optimal para politikası kuralları çerçevesinde tercih edilmektedir (Boinet ve Martin, 2008, s. 418).

İşsizlik açığı ile çıktı açığı arasındaki ilişki, işsizlik ile çıktı arasındaki ilişkiyi tanımlayan Okun Yasası çerçevesinde ifade bulmuştur. Okun Yasası’na göre gerçek çıktı oranı düştüğünde işsizlik oranı artar. Firmalar daha küçük oranda mal ve hizmet ürettiklerinde işçilerini işten çıkaracaklar, böylece işsizlik oranı artacaktır. Okun Yasası,

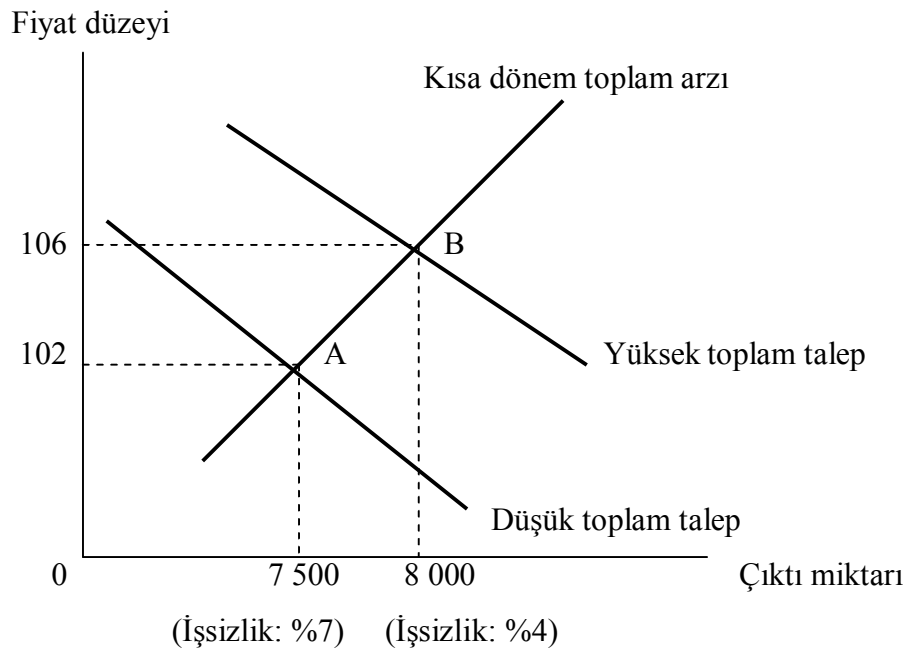
$$\text{İşsizlik oranındaki değişim} = - 1/2 \times (\text{gerçek çıktı oranındaki yüzde değişim} - \%3)$$

şeklinde formülize edilir. Bu denkleme göre gerçek çıktı oranı ortalaması olan %3 seviyesinde kalırsa işsizlik oranı değişmeyecek; ekonomide %3’den daha fazla çıktı üretilirse, ½ oranıyla işsizlik azalacaktır. Ekonomi %3 oranından daha az çıktı ürettiğinde ise işsizlik oranı artacaktır (Mankiw, 1998, s. 406-407).

Mal ve hizmetlere olan toplam talebin artması, ekonominin çıktı düzeyini artırıp, fiyatlar genel düzeyinin yükselmesine neden olur. Okun Yasası ise yukarıda belirtildiği üzere daha

büyük çıktının daha düşük işsizlik seviyesi anlamına geldiğini söyler. Bir önceki yılın fiyat seviyesi verildiğinde, bu yılın fiyat seviyesinde oluşan artış, daha yüksek enflasyon oranı demektir. Bu yüzden toplam talepte oluşan artış, ekonomiyi Phillips Eğrisi boyunca düşük işsizlik ve yüksek enflasyon noktasına getirir (Mankiw, 1998, s. 457).

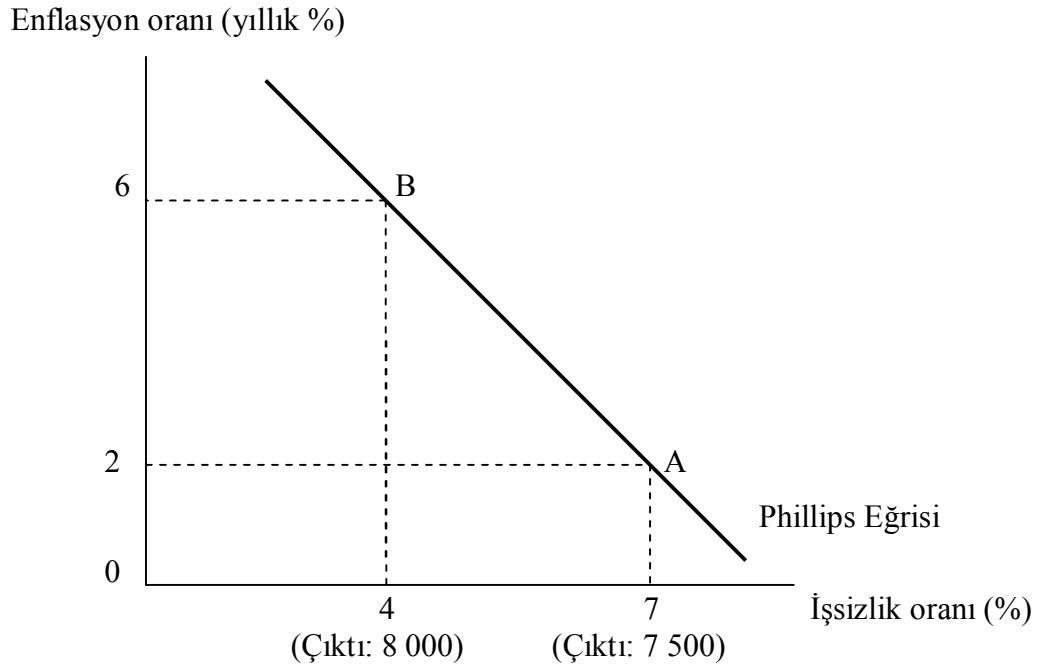
Bu durum Şekil 2.6 kullanılarak bir örnekle açıklanmaya çalışılacaktır. Örnekte, 2000 yılındaki fiyat seviyesinin 100 olduğu varsayılmıştır ve 2001 yılı için oluşabilecek iki çıktı düzeyi söz konusudur. Şekil 2.6a bu iki çıktıyı kullanan toplam arz ve talep eğrisini, Şekil 2.6b ise aynı iki çıktıyı kullanan Phillips Eğrisi'ni göstermektedir.



Şekil 2.6a. Toplam Arz ve Toplam Talep Modeli

Kaynak: Mankiw, 1998, s. 458

Toplam Arz ve Talep Modeli incelendiğinde, 2001 yılı için olası ekonomik durumlar görülmektedir. Eğer mal ve hizmetlere olan toplam talep düşük seviyede gerçekleşirse, ekonomi 7 500 birimlik çıktının üretildiği ve fiyatların 102 seviyesinde olduğu A noktasında olur. Toplam talep yüksek gerçekleşirse de 8 000 birim çıktı ve 106 fiyat seviyesine sahip B noktasına gelir. Bu yüzden daha yüksek toplam talep söz konusu olduğunda ekonomi daha yüksek çıktı ve fiyat düzeyinde dengeye gelir.



Şekil 2.6b. Phillips Eğrisi

Kaynak: Mankiw, 1998, s. 458

Bu iki olası çıktının Şekil 2.6b’de görülen Phillips Eğrisi için de bir anlamı vardır. Firmalar daha büyük mal ve hizmet çıktısı ürettiklerinde daha fazla çalışana ihtiyaç duyacaklarından, işsizlik oranı A çıktı düzeyine göre B çıktı düzeyinde daha düşük gerçekleşecektir. Örneğin çıktı düzeyi 7 500’den 8 000’e çıktığında, işsizlik %7’den %4’e düşecektir. Dahası, A çıktı düzeyindeki fiyat seviyesi, B’dekinden daha yüksek olduğu için enflasyon oranı da daha yüksek olacaktır. Çünkü bilindiği üzere enflasyon oranı, fiyat seviyesinin bir önceki yıla göre yüzde değişim oranıdır. 2000 yılının fiyat seviyesi 100 olarak alındığından, A çıktı düzeyinin enflasyon oranı %2, B çıktı düzeyininki de %6’dır (Mankiw, 1998, s. 457-458).

İşsizlik açığı ile çıktı açığı arasındaki bu ilişkinin denkleme yansıması ise aşağıdaki gibi olmaktadır (Shone, 2002, s.472):

NAIRU’nun kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, $\gamma_1 > 0$ olmak üzere,

$$\pi = -\gamma_1(u - u^*) + \pi^e \quad (2.22)$$

şeklinde tekrar yazılır.

Formülde, u : işsizlik oranı, u^* :doğal işsizlik oranı, π : enflasyon oranı, π^e : beklenen enflasyon oranıdır. İşsizlik açığı ise gerçek ile doğal işsizlik oranı arasındaki farktır. İşsizlik oranındaki düşüş aynı şekilde işsizlik oranında da düşüşe neden olacaktır (Gordon, 1977, s. 538).

$\gamma_2 > 0$ olmak üzere,

$$u - u^* = -\gamma_2 (Y - \bar{Y}) \quad (2.23)$$

biçimindeki Okun Yasası kullanılarak, çıktı açığını içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi , $\alpha > 0$ olmak üzere (2.24) numaralı denklemdeki gibi elde edilmiş olur:

$$\pi = \alpha (Y - \bar{Y}) + \pi^e \quad (2.24)$$

Burada Y : çıktı düzeyini, $\bar{Y}$: doğal/potansiyel çıktı düzeyini göstermektedir.

Buradan hareketle, enflasyonu, enflasyon beklentileri ve çıktı açığı ile ifade eden Phillips Eğrisi,

$$\pi_t = a_1 + a_2(L)\pi_t + a_3(L)gap_t + \varepsilon_t \quad (2.25)$$

şeklinde yazılabilir. Burada $a_2(L)$ ve $a_3(L)$ de polynominal gecikme işlemcileri olmak üzere, π : enflasyon oranını; gap: çıktı açığını ve ε ise stokastik hata terimini göstermektedir. Hata terimi, beklentiler ve toplam aşırı talep koşulları dışındaki tüm özel faktörleri içermektedir. Örneğin, ham petrol fiyatlarında oluşan bir değişme veya ücret taleplerinde oluşan dışsal bir artış gibi maliyet itişli faktörleri de içerir (Clark vd., 1996, s. 220-221).

Formülde, enflasyon oranının gecikmeli değerleri enflasyon beklentilerini oluşturmaktadır. Çıktı açığı ile enflasyon arasında iktisadi olarak aynı yönlü bir ilişki öngörülmektedir, bu sebeple a_3 katsayısının pozitif çıkması beklenmektedir.

Çalışmanın uygulamasında, diğer Philips Eğrisi uygulamalarında olduğu gibi burada da beklenen enflasyon (2.15) nolu denklemdeki gibi tanımlanmıştır. Çıktı açığı ve enflasyon oranı serilerinin denkleme kaç gecikme ile sokulacağı ardışık azaltma prosedürüne göre

belirlenmiş, kriter olarak Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır. En küçük Akaike Bilgi Kriteri değerine sahip olan gecikme sayısı kullanılmıştır.

Çıktı açığı, gerçekleşen çıktının potansiyel çıktıdan sapması olarak tanımlanabilir. Potansiyel çıktı ise verimli sermaye stoğunda gerçekleşen sabit enflasyon oranıyla ilişkili çıktı düzeyidir (Turner, 1995, s. 58). Çıktı olarak GSMH alındığında, GSMH açığı, GSMH'nın gerçek ve potansiyel değerleri arasındaki fark anlamına gelir (Gordon, 1977, s. 538). Potansiyel GSMH ise ekonominin arz şoklarının bulunmadığı, hızlanmayan enflasyon oranının mevcut olduğu farazi bir doğal işsizlik oranındayken ürettiği gerçek GSMH seviyesini ifade eder (Gordon, 1977, s. 537).

1994'te, ABD, ekonominin çok kızışması nedeniyle oluşan aşırı maliyetleri azaltmak için ekonomiyi daraltma kararı almıştır. ABD'li politikacılar, ekonominin daraltılmaması durumunda, potansiyelinden fazla çıktı üretilerek enflasyon riskiyle karşı karşıya gelineceği ve gelecekte daha da sıkı politikalara ihtiyaç duyulacağını belirtmişlerdir (Clark vd., 1996, s. 217-218). Sürekli bir pozitif çıktı açığı, talep baskılarının göstergesi enflasyonun artmasına neden olur. Gerçek çıktı düzeyi potansiyelin altında değer aldığında yani negatif bir çıktı açığı söz konusu olduğunda enflasyon düşme eğilimindedir. Çıktı seviyesi, potansiyel değerine eşit olduğunda ise enflasyon sabit kalır (Coe, 1997, s. 59).

Çıktı açığıyla ilgili en önemli problem, potansiyel çıktının dolayısıyla da çıktı açığının direkt olarak gözlemlenememesidir. Bu nedenle potansiyel çıktıyı kestirmeye çalışan modeller ilgili yazında oldukça çok çalışılmıştır. Potansiyel Çıktı Serisi, Doğrusal Trend, Split-Time Trend, Hodrick Prescott (HP) Filtresi, Kalman Filtresi, Üretim Fonksiyonu yöntemi gibi yöntemlerle elde edilebilmektedir. Bu çalışmada, mevsimsellikten arındırılmış reel GSYİH serisi HP filtresinden geçirilerek potansiyel hasıla elde edilmiş ve iki seri arasındaki fark alınarak çıktı açığı serisine ulaşılmıştır.

Az veri ile uygulanabilmesi, potansiyel hasıla büyüme hızının, tahmin dönemi boyunca değişimine imkan tanınması gibi avantajları nedeniyle, ilgili yazında çokça tercih edilen bir yöntem olan Hodrick Prescott (HP) Filtresi, GSYİH'nın trend ve çevrimsel bileşenlerinden oluştuğunu varsayarak, mevcut GSYİH'nın trend etrafındaki varyansını minimize ederek tahmin yapan istatistiksel bir yöntemdir (Kamada, 2004, s. 8).

HP Filtresi, Y_t : Reel GSYİH; Y_t^* : Reel GSYİH'nın trend bileşeni; λ : trend bileşeninin düzgünlük derecesini gösteren parametre ve S: örneklem büyüklüğü olmak üzere,

$$L = \sum_{t=1}^S (\log Y_t - \log Y_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{S-1} \left[(Y_{t+1}^* - \log Y_t^*) - (\log Y_t^* - \log Y_{t-1}^*) \right]^2 \quad (2.26)$$

fonksiyonu minimize edilerek sonuçlara ulaşılır. λ değeri, üç aylık veriler için 1600 olarak alınır (Hodrick ve Prescott, 1997, s. 3-7).

Doğal işsizlik oranı ile potansiyel çıktı oranı kavramsal olarak aynıdır. Potansiyel çıktı NAIRU ile aynı problemlere sahiptir, o da gözlenemez ve dahası önemli bir belirsizliğe bağlıdır. Halen potansiyel çıktının doğal işsizlik oranından daha çok veya daha az ölçüm hatasına sahip olup olmadığı bilinmemektedir. Yeni Zelanda Merkez Bankası'nın yapmış olduğu Phillips Eğrisi uygulamasında çıktı açığının işsizlik açığına tercih edilme nedeni olarak, ürün pazarındaki gelişmelerin işgücü pazarındaki gelişmelere göre daha yol gösterici bilgiler sağlaması olduğu gösterilmiştir. Ayrıca, pozitif bir talep şoku söz konusu olduğunda, ürün pazarlarının işgücü pazarlarına göre kendilerini çok daha çabuk ayarladıkları tespit edilmiştir (Claus, 2000, s. 4).

2.1.3. Türkiye'de Phillips Eğrisi Uygulamasını Konu Alan Ampirik Çalışmalar

Phillips Eğrisi üzerine yapılmış çalışmalar dünya yazınında oldukça geniş yer tutmaktadır. Kimileri Phillips Eğrisi'ni doğal işsizlik oranını kullanarak kestirirken (Staiger vd., 1997; Ball ve Mankiw, 2002); kimileri de Phillips Eğrisi ile diğer olası modelleri karşılaştırma yoluna gitmektedirler (Atkeson ve Ohanian, 2001; Fisher vd., 2002; Williams, 2006). Modern makroekonomik modeller, arz şoklarının potansiyel çıktıyı etkilediklerinden hareketle çıktı açığını da analizlere dahil etmişlerdir (Neiss and Nelson, 2005; Federal Reserve Bank of St. Louis, 2009; Kiley, 2010) (Meade ve Thornton, 2012, s. 200).

Phillips Eğrilerinin çeşitli formlarda uygulanması Türkiye yazınında da yerini bulmuştur. Türkiye'de enflasyonun Phillips Eğrisi ile tahminlenmesiyle ilgili yapılmış en önemli çalışmalardan biri Önder (2004), diğeri ise Kuştepeli (2005)'ye aittir.

Önder (2004), 1987-2001 yıllarına ait verileri kullanarak Phillips Eğrisi ile alternatif zaman serilerini karşılaştırmıştır. Çıktı açığını içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'ni tercih eden Önder, modelde hem beklentilerin hem de çıktı açığının gecikmeli değerlerine yer vermiştir. Türkiye için GSMH serisi ancak çeyrek yıllık olarak bulunabildiğinden tüm modeller çeyrek yıllık verilerle oluşturulmuştur. Potansiyel çıktının hesaplanmasında Hodrick-Prescott Filtresi kullanılan çalışmada, Phillips Eğrisi anlamlı sonuçlar vermiştir.

Kuştepli (2005) Kısa Dönem Phillips Eğrileri'nin Türkiye için uygulanabilirliğini incelediği çalışmasında, Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi ve doğal işsizlik oranını içeren Phillips Eğrisi'nin doğrusal ve doğrusal olmayan formlarını uygulamıştır. Kuştepli, Türkiye'ye Phillips Eğrisi modellerinin hemen hemen tüm formlarını uygulayarak bu alanda önemli bir çalışmaya imza atmıştır. 1980-2001 aralığı için yıllık, 1988-2003 aralığı için yarı yıllık verileri kullanılan çalışmada, her model için 1993 yılına ait kukla değişkenin kullanıldığı ve kullanılmadığı iki ayrı sonuç verilmiştir. Önder (2004)'ün çıktı açığını kullanan çalışmasını, doğal işsizlik oranı açığını ele almayan basit bir model olmakla eleştiren Kuştepli'nin, uyguladığı hiçbir Phillips Eğrisi incelenen dönem için anlamlı çıkmamıştır.

Çetinkaya ve Yavuz (2002), Türkiye'de yaşanan dezenflasyonların çıktı düzeyine etkilerini, çıktı açığını içeren beklentilerle genişletilmiş Phillips Eğrisi çerçevesinde incelemişlerdir. Asıl amacı, örnekleme dağılımlarını temsil eden uygun panel veri modellerini bulmak olan Tüzüntürk (2007) ise çalışmasında bu amaçla 6 OECD ülkesi için 1992-2005 dönemine ait Geleneksel Phillips Eğrisi tahmininde bulunmuş, fakat anlamlı sonuçlar elde edememiştir.

Önder (2009) çalışmasında, Türkiye için Phillips Eğrisi'nin istikrarlılığını test etmiştir. Bu amaçla 2004 yılı çalışmasında kullanmış olduğu çıktı açığını içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'ni tekrar uygulamış, fakat bu sefer, enflasyonun pozitif çıktılara negatif çıktılardan çok daha fazla tepki verdiğini gösteren asimetri etkisini de modele eklemiştir. Bu modeli çoklu yapısal kırılma modelleri ve Markov Switching modellerini kullanarak kestirmiştir. 1987-2004 dönemine ait yapılan analizler sonucunda, ilgili dönemde Phillips Eğrisi'nin istikrarsız olduğu bulunurken, 2001 yılı sonunda yapısal kırılma tespit edilmiştir. Ayrıca araştırmada, çıktı açığına karşı enflasyonun tepkisinin asimetrik olduğuna ilişkin bir bulguya rastlanmamıştır.

Özdemir ve Saygılı (2009), Türkiye’de enflasyon dinamiklerini ölçmek için kullandıkları P-Star modeli ile Yeni Klasik Phillips Eğrisi’ni karşılaştırmışlardır. Yeni Klasik Phillips Eğrisi olarak tanımladıkları modelde, çıktı açığını içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’ne değişim oranı eklemiştir. Çalışmanın sonucunda P-Star modelinin kullanılan Phillips Eğrisi’ne göre daha üstün tahmin gücü olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Türkiye’de Phillips Eğrisinin eğimindeki azalmayı çıktı açığı çerçevesinde tartışan Eren ve Çiçek (2009), bu çerçevede ileriye dönük Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi uygulamasına yer vermişlerdir. 1987- 2007 dönemine ait çeyrek dönemli verileri kullanan yazarlar, potansiyel çıktının hesaplanmasında Hodrick-Prescott filtresini kullanmışlardır.

Sezen vd. (2010), 1989-1999 ve 2000-2009 dönemlerini ayrı ayrı inceledikleri çalışmalarında eğrisel ve doğrusal Geleneksel Phillips Eğrisi formlarını uygulamışlar, fakat anlamlı sonuçlar elde edememişlerdir. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’ni de uygulayan yazarlar, modelde enflasyonun gecikmeli değerleri ve çıktı açığının yanı sıra reel efektif döviz kurundaki değişimi de kullanmışlardır.

Son yıllarda Türkiye üzerine Yeni Keynesyen Phillips Eğrisi uygulaması çeşitli çalışmalarda kullanılmıştır. Bunlardan bazıları, Yazgan ve Yilmazkuday (2005), Celasun (2006), Agenor ve Bayraktar (2010), Korkmaz (2010), Çatik vd. (2011), Saz (2011)’ın çalışmalarıdır.

2.2. Enflasyonun Tahmininde Zaman Serisi Analizleri

Çalışmada enflasyonun tahmin edilmesinde iktisadi modellerin yanı sıra zaman serisi modellerine de yer verilmiştir. Zaman serileri, değişkenlerin gün, ay, üç ay, yıl gibi herhangi bir zaman birimine göre dağılımlarını gösteren seriler olup, önceki dönemlere ait gözlem değerleri yardımıyla geçmiş dönemleri açıklayarak geleceğe yönelik tahminler yapma amacı taşırlar. Zaman serisi modelleri bir fonksiyonel ilişkiye bağlı kalmaksızın, iktisat teorisi tarafından verilen değişkenler arasındaki etkileşimi araştırmaya yönelik modellerdir (Günçavdı vd., 2000, s. 154).

Bu kısımda enflasyonun tahmin edilmesinde zaman serisi analizlerini kullanan bazı yerli ve yabancı çalışmalara yer verildikten sonra, çalışmanın kapsamında kullanılan Vektör Otoregresif (VAR) ve ARDL modelleri hakkında kısa bilgi verilmiştir.

2.2.1. Enflasyonu Tahminlemede Zaman Serisi Kullanan Çalışmalara İlişkin Yazın Taraması

Enflasyonu tahminlemede zaman serilerinin kullanılması oldukça yaygın bir durumdur. Dünyada olduğu gibi Türkiye’de de sadece enflasyonu tahminlemek amacıyla yapılan çalışmaların yanı sıra enflasyonla diğer değişkenler arasındaki ilişkiyi açıklamak için de pek çok çalışma yapılmıştır. Bu kısımda çalışmanın kapsamını ilgilendiren bazı önemli çalışmalardan bahsedilecektir.

Mitra ve Rashid (1996), Kanada enflasyonunu ARIMA, VAR ve durağan beklenti modellerini kullanarak tahminlemişlerdir. Tahmin dönemini enflasyonun düşük, yüksek, değişken ve durağan olmasına göre dörde ayıran yazarlar, hem uzun hem de kısa dönem için tahminler gerçekleştirmişlerdir. Tahmin performansı karşılaştırmada Ortalama Mutlak Hata (Mean Absolute Error) (MAE), Karesel Ortalama Hata (Root Mean Square Error) (RMSE) ve Theil-U kriterlerini kullanmışlardır. Bir dönem sonrası tahminlerde değişken enflasyon döneminde VAR, durağan enflasyon döneminde ise ARIMA modelleri daha üstün performans göstermiştir. Dört dönem sonrası tahminlerde ise artan belirsizlikle birlikte VAR modellerinin performansı artış göstermektedir.

Günçavdı vd. (2000), 1978-1996 dönemine ait aylık verileri kullanarak Türkiye için enflasyon tahminleri oluşturmuşlardır. Teorik modellerle VAR modellerinin tahmin performanslarının karşılaştırıldığı çalışmada karşılaştırma kriteri olarak Ortalama Mutlak Hata (OMH), RMSE ve Theil-U katsayıları kullanılmıştır. Teorik model olarak Paracı Model, Fama Modeli ve Genel Enflasyon Modelleri ele alınmış olup, 10 çeşit de VAR modeli kestirimi yapılmıştır. Değişkenlerin düzey olarak yer aldığı modeller karşılaştırıldığında, Kısıtlı Vektör Otoregresyon (VAR) ve Bayesian VAR (BVAR) modellerinin 1 ve 3 ay ileriye kestirimlerinde, BVAR modellerinin ise 6 ay ve 12 ay ileriye kestirimlerinde diğer modellerden daha başarılı olduğu bulunmuştur. Değişkenlerin birinci farklarıyla oluşturulmuş modeller göz önüne alındığında, Kısıtlı VAR ve BVAR modelinin 1, 3, 6 ve 12 ay ileriye kestirimlerinde Kısıtsız VAR modellerine göre daha başarılı olduğu görülmektedir. Teorik modellerden Paracı Model diğerlerine göre daha başarılı iken hata terimi düzeltme modeli kestirim gücü açısından en zayıf durumda kalmıştır.

Bikker (1998), AB-7 (Avrupa Birliği) ve AB-14 ülkelerinin enflasyonlarını VAR, Tek Değişkenli Otoregresif (UAR), Bayesian VAR (BVAR) ve Tek Değişkenli Bayesian VAR

(UBVAR) modellerini kullanarak tahminlemiştir. BVAR modellerinin ülkeler genelinde bir dönem ve iki dönem sonrası için iyi sonuçlar verdiği sonucuna ulaşmışlardır. Österholm (2008) çalışmasında 1980-2004 dönemine ait enflasyon oranlarını kullanarak İsveç'in enflasyonunu Bayesian AR ve VAR modellerini kullanarak tahminlemiştir.

Türkiye'de enflasyonun tahminlenmesi üzerine yapılan zaman serisi çalışmalarından birisi olan daha önce de söz ettiğimiz Önder (2004)'in Phillips Eğrisi ve zaman serisi modellerinin tahmin performanslarını karşılaştıran çalışmasıdır. Önder, ARIMA, Vektör Hata Düzeltme Modeli (VECM), VAR ve Saf Değişimsiz (Naive No-Change) modelleri ile Phillips Eğrisi'nin tahmin performanslarını 1987-1999 dönemine ait üç aylık verileri kullanarak karşılaştırmıştır. Karşılaştırmada, RMSE, MAE ve Theil-U kriterlerini kullanan Önder, incelediği dönem için Phillips Eğrisinden diğerlerine göre daha doğru sonuçlar elde etmiştir.

ABD'nin enflasyonunu dört farklı modelle tahminleyen Granger ve Jeon (2003), standart ve bootstrap prosedürlerini kullanmışlardır. Çalışma kapsamında, tek değişkenli zaman serileri, tüketici fiyatlarının dışsal lider gösterge olarak alındığı model, iki modelin özellikleriyle birleştirilmiş tek değişkenli bir model ve ikili model kullanılmıştır. Ortalama hata karelerine göre AR(1) modeli en iyi tahmin performansını verirken, yeni bir tahmin performansı değerlendirme ölçütü olan zaman uzaklığı kullanıldığında Otoregresif (AR) modelinin performansının düştüğü gözlemlenmiştir.

Hubrich (2005), altı farklı model kullanarak Euro Bölgesi'nin enflasyonunu tahminlemiştir. Bu modeller, Sabitli Rassal Yürüyüş Modeli, enflasyon ve işsizliği içeren basit Phillips Eğrisi'nin 12 gecikmeli VAR modeline uygulanması, 12 tane içsel yerli ve uluslararası değişkenin yer verildiği geniş bir VAR modeli, Schwarz Kriteri (SC) kullanılarak gecikme uzunluğunun belirlendiği AR modeli, gecikme uzunluğunun genelden özele gidilerek seçildiği VAR modeli ve fiyat endeksinin sahip olduğu beş bileşenin içsel değişken olarak alındığı VAR modelidir.

Fritzer vd. (2002) çalışmalarında, ARIMA ve VAR modellerinin Avusturya enflasyon oranlarını tahminleme performanslarını karşılaştırmışlardır. Çalışmada RMSE kriteri kullanılarak 12 aylık örneklem dışı tahminler karşılaştırılmıştır. Çalışmanın sonucunda, ARIMA modellerinin 8 periyot ileriye kadar VAR modellerinden daha iyi bir tahminleme performansı sağladığı, fakat daha uzun periyotlarda VAR modellerinin daha iyi tahminler

verdiği bulunmuştur. Zaten ARIMA modelleri kısa dönem tahminlerinde daha iyi sonuçlar veren bir model olduğundan sonuç şaşırtıcı değildir.

Hèctor ve Valle (2002), Guatemala Merkez Bankası'nda yayınlanan çalışmalarında, 1993-2002 yılları arası enflasyon oranlarını ele almışlar, VAR ve ARIMA modellerini kullanarak tahminlerde bulunmuşlardır. 2001 yılında TÜFE oranında yapılan değişiklikler nedeniyle yapısal kırılma saptayan yazarlar, yapısal kırılmaya kadar olan dönemde VAR modellerinin daha iyi bir tahmin performansı yakaladığı bulgusuna ulaşmışlardır. Yapısal kırılma döneminde ise ARIMA modelleri daha iyi sonuçlar vermiştir. Tahmin performanslarının karşılaştırılmasında RMSE kullanılmıştır.

Meyler vd. (1998) çalışmalarında İrlanda'nın enflasyonunu ARIMA modellerini kullanarak tahminlemişlerdir. Tahmin kapsamında 64 farklı ARIMA modeli denenmiş, tahminleme performansı RMSE ve Theil-U kriterleriyle değerlendirilmiştir. Razzak (1997) de Yeni Zelanda'nın enflasyonunu tahminde ARIMA modelini kullanarak elde ettiği tahminleri, beklenen enflasyon anket verileri ile karşılaştırmıştır. Kang (1986) yine ARIMA modelleriyle enflasyonu tahminleyen bir çalışmadır.

Enflasyonun dinamikleri üzerine çalışmış olan Alper ve Uçer (1998), Türkiye'ye, 1985-1997 dönemi için VAR analizi uygulamışlardır. Model dahilinde fiyatlar, döviz kuru, M1, M2, M2Y para arzı değişkenleri ve üç tane dışsal değişken (bir sabit, 1994 yılında oluşan kriz için kukla değişken ve kontrol değişkeni olarak toptan eşya enflasyonu bileşeni) kullanılmış, sonuçta enflasyonun en önemli belirleyicisi yine kendinin olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Özcan vd. (2004) de benzer şekilde enflasyon dinamiklerini araştırdıkları çalışmalarında 1988-2000 dönemini model kullanmadan analiz etmişlerdir. Değişkenleri çoklu korelasyonla değerlendiren yazarlar, enflasyon ile ev kiralari arasında pozitif bir korelasyon saptarlarken, enflasyonda güçlü bir atalet olduğunu da ortaya koymuşlardır.

Öniş ve Özmucur (1990), 1981- 1987 dönemi için fiyatlar, döviz kuru, para arzı ve ihracat verilerini kullanarak VAR modeli oluşturmuşlar ve değişkenler arasında güçlü ilişkiler saptamışlardır. Agénor ve Hoffmaister (1997), Şili, Meksika, Kore ve Türkiye için, 1980-1994 dönemi, enflasyon, para arzı, değişim oranları, ücret ve çıktı açığı arasındaki kısa dönem ilişkileri VAR modelleri ile araştırmışlardır. Ücret artışının enflasyonu tüm ülkeler için arttırdığı bulunmuştur.

Reijer ve Vlaar (2006), çalışmalarında Hollanda ve Euro alanı için enflasyon tahmini yapılarak optimal modelin bulunması amaçlamışlardır. Model seçiminin 3 aşamada yapıldığı çalışmada, ilk aşamada başlangıç veri analizleri yapılarak optimal model yapısının bulunması amaçlanmıştır. Veriler, VAR, VECM ve AR modellerine uygunlukları üzerinden değerlendirilmiştir. İkinci aşamada ise bütün olası modellerin dışsal ve içsel değişkenleri ve kabul edilebilir gecikmeleriyle birlikte hesaplamaları yapılmıştır. Son aşamada ise istatistiksel olarak anlamlı bulunan modellerin arasından son optimal modeli seçmek amacıyla ekonomik değerlendirme yapılmıştır. Bu değerlendirme, katsayıların ekonomik yorumlarını (öncelikle hata düzeltme terimi ile ilgili olarak) ve durağan uzun dönem tahminlerini veren model özelliklerinin analizlerini içermektedir. Birkaç tahmin horizonunda tekrarlanan tahmin hataları, tüm modeller için değerlendirilmiş ve saf (naive) bir tahmin modeli ile optimal AR modelinin üstün geldiği bulunmuştur.

İlgili yazında regresyon kullanan çalışmalar da söz konusudur. Hafer ve Hein (1990), Belçika, Kanada, İngiltere, Fransa, Almanya ve Birleşik Krallık'm, 1970-1977 yılları arası aylık enflasyon oranlarını kullanarak enflasyonu tahminledikleri çalışmalarında, birleştirilmiş model oluşturulmuşlardır. Öncelikle her ülkenin enflasyon oranları MA ve faiz oranı modelleri ile kestirilmiş, RMSE ve MSE ile tahmin performansları karşılaştırılmıştır. Daha sonra Hareketli Ortalamalar (MA) ve faiz oranı modelinden elde edilen enflasyon oranlarının açıklayıcı değişken olarak alındığı regresyon modeli kullanılarak enflasyon tahmini yapılmıştır. Bu elde ettiği modeli de diğer modellerin RMSE'leri ile karşılaştırmıştır. Diğer bir regresyon çalışması örneği ise Ng vd. (2004)'e aittir. Çalışmada, Hong Kong'un 1980-1998 arası verileri kullanılarak enflasyon tahmin modeli oluşturmuştur. Regresyon ve zaman serisi modellerinden elde edilen enflasyon tahminleri, entegre edilmiş regresyon modeline (integrated regression model) sokularak enflasyon tahmini gerçekleştirmiştir. Celasun vd. (2003), 1994-2002 dönemi için Türkiye'nin enflasyonunu regresyon modeliyle tahminlemişlerdir. Enflasyonun açıklayıcı değişkenleri olarak ücret, döviz kuru, beklenen enflasyon, nispi fiyatlar ve ithalatın kullanıldığı çalışmada denklem Genelleştirilmiş Momentler Yöntemi (Generalized Method of Moments) (GMM) tahminlenmiştir.

Bunların dışında bu çalışmanın kapsamı dışında olan Doğrusal Olmayan Zaman Serileri, Yapay Sinir Ağları, Bulanık Mantık gibi modelleri içeren çalışmalar da mevcuttur (Bos vd., 2002, Bidarkota, 2001, Balcılar, 2004, Erlat, 2001 gibi).

2.2.2. Vektör Otoregresif (VAR) Modeller

İktisadi değişkenler tekli veya çoklu denklemlerden oluşan modellerle açıklanabilmektedirler. Fakat iktisadi değişkenler karşılıklı olarak sürekli etkileşim halinde olduklarından, herhangi bir makro ekonomik değişkeni tek denklemlerle bir modelde bağımlı değişken, onu etkileyebileceği düşünülen değişkenleri de bağımsız değişken olarak alıp bu değişkeni açıklamak mümkün olmayabilir. Çünkü kompleks yapı nedeniyle, ele alınan bağımlı değişken aynı zamanda bağımsız değişkenlerin belirleyicisi de olabilir. Birçok faktörden etkilenen ve birçok faktörü etkileyen iktisadi serilerde sebep-sonuç ilişkisini kesin olarak ayırmanın pek mümkün olmadığı durumlarda, değişkenlerin tek denklemlerle modeller yerine eşanlı denklem sistemleri ile incelenmesi daha uygun olmaktadır.

Eşanlı denklem sistemlerinde modelde yer alan tüm denklemler aynı anda analiz edilmektedirler. Ancak makroekonomik değişkenlerin karşılıklı ilişkileri nedeniyle içsel-dışsal değişkenleri ayırt etmek zor olmaktadır. Bunun yanı sıra, modelin belirlenmesi için yapısal modele konulan bazı kısıtlamalar da araştırma için birtakım güçlükler doğurmaktadır. Sims (1980) eşanlı denklemler sistemindeki bu sorunları aşabilmek için VAR modellerini alternatif olarak önermiştir.

Sims (1980) çalışmasında, iktisadi bir teoriden yola çıkmadığından içsel-dışsal değişken ayırımına gitmeksizin, seçilen tüm değişkenleri hem kendisinin hem de sistemde yer alan diğer değişkenlerin gecikmeli değerlerinin doğrusal bir fonksiyonu olarak tanımlamıştır. İktisadi teoriye dayanan ekonometrik modellerden farklı olarak VAR modellerinde içsel-dışsal değişken ayırımı olmadığı gibi bazı katsayıların baştan sıfır olduğu kabulü de yapılmaz.

2.2.2.1. VAR Modeli

Bir değişkenin kendi geçmiş değerleriyle modellendiği bir AR(p) sürecinin (2.27) şeklinde ifade edildiği bilinmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007, s. 139).

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \dots + \alpha_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.27)$$

Bu model, k sayıda değişkenin sütun vektörü $y_t = [y_{1t} y_{2t} \dots y_{kt}]'$ için oluşturulduğunda, (2.28)'de verilen VAR(p) sürecine ulaşılmaktadır.

$$y_t = m + A_1 y_{t-1} + A_2 y_{t-2} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.28)$$

Burada A_i , katsayıların $k \times k$ boyutundaki matrisi; m , sabitlerin $k \times 1$ 'lik matrisi ve ε_t , beyaz gürültü süreci vektörüdür. Süreç bütün t 'ler için,

$$E(\varepsilon_t) = 0 ,$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \begin{cases} \Omega & s = t \\ 0 & s \neq t \end{cases}$$

özelliklerine sahiptir. Ω , pozitif tanımlı kovaryans matrisidir. ε 'lerde seri korelasyon söz konusu değildir.

$k=2$ ve $p=1$ olmak üzere basit bir VAR modeli:

$$y_t = \begin{bmatrix} y_{1t} \\ y_{2t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} m_1 \\ m_2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{1,t-1} \\ y_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix} = m + A y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.29)$$

şeklinde yazılır.

Ya da daha açık bir şekilde yazılacak olursa,

$$y_{1t} = m_1 + a_{11} y_{1,t-1} + a_{12} y_{2,t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (2.30)$$

$$y_{2t} = m_2 + a_{21} y_{1,t-1} + a_{22} y_{2,t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (2.31)$$

şeklinde ifade edilir (Johnston ve Dinardo, 1997, s. 287-288).

Birinci denklemde, a_{12} , $y_{1,t-1}$ 'nin varlığında, $y_{2,t-1}$ 'nin y_{1t} üzerindeki etkisini belirtmektedir. Eğer $a_{12} = 0$ olursa, o zaman y_{1t} , $y_{2,t-1}$ 'e bağlı olmayacak, sadece kendi geçmiş değerlerinin etkilerini yansıtacaktır. Benzer şekilde $a_{21} = 0$ olduğunda da y_{2t} , $y_{1,t-1}$ 'e bağlı olmayacaktır.

Her iki denklem bir arada düşünülüğünde, eğer $a_{12} = 0$ ve $a_{21} \neq 0$ ise o zaman y_{1t} 'den y_{2t} 'ye doğru tek yönlü bir ilişki söz konusu olacaktır. $a_{12} = a_{21} = 0$ durumunda ise y_{1t} ve y_{2t} ayrık tırlar. Son olarak $a_{12} \neq 0$ ve $a_{21} \neq 0$ ise işte o zaman iki seri arasında geri beslemeli bir ilişki söz konusudur denilir (Tsay, 2002, s. 309).

VAR modellerindeki parametreler, Sıradan En Küçük Kareler (EKK) veya En Çok Olabilirlik (Maksimum Likelihood) metodu ile kestirilebilirler. Her iki metot da asimptotik olarak eşdeğerdir (Rachev vd., 2007, s. 343).

VAR modellerinde modele girecek değişkenlerin doğru bir şekilde saptanması büyük önem taşımaktadır. Tahmin edilmek istenen değişkenleri etkileyen önemli bir değişkenin ihmal edilmesi modelin tahmin gücünü düşürecektir. Değişkenlerin doğru bir şekilde saptanması gibi bu değişkenlerin modele kaç gecikme ile sokulacağı da bir diğer önemli karar aşamasıdır.

2.2.2.2. VAR Modelleme Sürecinde Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

VAR modelleri ile tahmin yaparken, gecikme uzunluğunun belirlenmesi önemli bir karar aşamasıdır. Gecikme uzunluğunun değişkenler arası dinamik ilişkileri yakalayacak uzunlukta olması gerekmektedir. Gecikme uzunluğunun belirlenmesi ampirik bir sorun olup, çok fazla gecikmeli terimin olması serbestlik derecesini tüketir, çoklu doğrusallık durumundan söz edilemez hale gelir (Gujarati, 2004, s. 852). Ayrıca, k değişkenli bir $VAR(p)$ modelinde tahmin edilmesi gereken katsayı sayısının $(pk) + 1$ olduğu düşünülürse, normal büyüklükte bir denklemin bile tahmin edilecek katsayısı sayısının ne kadar çok olduğu görülmektedir. Çok sayıda parametre içeren bir denklem sisteminin kestiriminde, kestirim standart hatası hızla büyümektedir (Doan (1990)'dan aktaran Günçavdı vd., 2000, s. 155). Çok az gecikmeli terimin olması ise belirleme sorununa yol açacaktır. Kısa gecikme uzunluklarıyla yapılan kestirimlerin genelde uzun gecikme uzunluklarıyla yapılanlara göre daha başarılı sonuçlar vermesi nedeniyle tahmin edilen katsayı sayısını kestirim gücünü azaltmadan en aza indirebilmek amaçlanmaktadır (Hafer ve Sheehan, 1987, s. 14).

Gecikme sayısını belirlemek için başvuru yöntemlerinden biri bilgi kriterlerinin kullanılmasıdır. Bilgi kriterlerinden elde edilen değerlerden en küçük değeri veren model tercih edilir. Bu seçim kriterlerinden en fazla kullanılanlar, Son Tahmin Hatası Kriteri (Final

Prediction Error) (FPE), Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Hannan-Quinn Kriteri (HQ) ve Schwarz Kriteri (SC)'dir. Bu kriterlerden, FPE ve AIC, gecikme sayısının belirlenmesinde, ortalama hata karelerini göz önünde bulundurulurken; HQ ve SC kriterleri ise tutarlı gecikme seviyesinin tespitini amaçlarlar. Bu kriterlerin formülasyonları aşağıda verildiği gibidir:

$$FPE = \left[\frac{T + Km + 1}{T - Km - 1} \right]^K \det \tilde{\Sigma}_u(m) \quad (2.32)$$

$$AIC = \ln |\tilde{\Sigma}_u(m)| + \frac{2}{T} = \ln |\tilde{\Sigma}_u(m)| + \frac{2mK^2}{T} \quad (2.33)$$

$$HQ(m) = \ln |\tilde{\Sigma}_u(m)| + \frac{2 \ln T}{T} mK^2 \quad (2.34)$$

$$SC(m) = \ln |\tilde{\Sigma}_u(m)| + \frac{\ln T}{T} mK^2 \quad (2.35)$$

Formüllerde, K : zaman serisinin boyutunu, m : zaman serisinin derecesini, T : örneklem büyüklüğünü ve $\tilde{\Sigma}_u(m)$: beyaz gürültü sürecine sahip kovaryans matrisinin tahminini göstermektedir (Lütkepohl, 2005, s. 147,150).

VAR modeline her değişken farklı gecikme sayıları ile sokulabilir. Fakat denklem sisteminin simetrisini korumak ve EKK'nın etkin kullanımını olanaklı hale getirmek için genellikle tüm denklemlerde aynı gecikme uzunluğunun kullanılması uygun görülür. Çünkü EKK tahmincileri, ancak her denklemden aynı bağımsız değişkenler (regressor) olduğunda, tutarlı ve asimptotik olarak etkindir. Eğer bazı VAR denklemlerinde bulunan bağımsız değişkenler (regressor) diğerleri tarafından içerilmiyorsa, VAR katsayılarının etkin kestirimleri Görünüşte İlişkisiz Regresyon (Seemingly Unrelated Regressions) (SUR) ile sağlanacaktır. Bu durumda yaklaşık VAR modeli elde edilecektir (Enders, 2004, s. 312).

VAR modelinin yapısal bir analizde kullanılabilmesi için Granger Nedensellik Testi, Etki-Tepki Analizi ve Varyans Ayrıştırması teknikleri uygulanabilmektedir. Bu üç tekniğe kısaca değinilmiştir.

2.2.2.3. Granger Nedensellik Testi

İktisat teorisinde değişkenler arasındaki ilişkinin belirlenmesi ve test edilmesi öncelikle değişkenlerin içsel dışsal ayrımının yapılmasına bağlıdır. Fakat iktisadi ilişkilerin çok karmaşık olması nedeniyle değişkenler arasındaki ilişkinin yönü ve değişkenlerin içsel veya dışsal olup olmadığı bilinmemektedir (Bozkurt, 2007, s.91). İşte, Granger (1969) tarafından değişkenler arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünün belirlenmesi amacıyla Granger Nedensellik Testi geliştirilmiştir. Teste göre, bir x değişkenine ait bilgilerin modele eklenmesi, bir y değişkeninin öngörüsüne katkı sağlıyorsa, x değişkenini y değişkeninin nedenidir.

x ve y değişkenleri arasındaki nedensellik ilişkisinin yönünün araştırıldığı Granger nedensellik ilişkisi:

$$x_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j x_{t-j} + u_{1t} \quad (2.36)$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p \lambda_i y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \delta_j x_{t-j} + u_{2t} \quad (2.37)$$

şeklinde ifade edilebilir. u_{1t} ve u_{2t} hata terimleri olup, aralarında korelasyon bulunmamaktadır. Testin hipotezleri:

$$H_1 : \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$$

$$H_2 : \delta_1 = \delta_2 = \dots = \delta_q = 0$$

şeklinde kurulmaktadır.

H_1 hipotezinin kabulü halinde, y, x 'in nedeni değildir. H_2 hipotezinin kabulü halinde ise x, y 'in nedeni değildir. Eğer H_1 ve H_2 hipotezlerinin her ikisi de reddedilirse, x ve y arasında iki taraflı nedensellik olduğu anlaşılır.

Bu hipotezler Wald testiyle sınanabilir. Wald testi,

$$F = \frac{(RSS_R - RSS_{UR})/m}{RSS_{UR}/(n-k)} \quad (2.38)$$

şeklinde ifade edilir. Burada RSS_R kısıtlanmış modelin hata kareleri toplamını, RSS_{UR} kısıtlanmamış modelin hata kareler toplamını, m kısıt sayısını, n gözlem sayısını ve k modeldeki parametre sayısını göstermektedir. Hesaplanan F değeri tablo değerinden büyük olduğunda hipotezler reddedilir (Gujarati, 2004, s. 697-698).

Eğer iki değişken arasında, örneğin X 'den Y 'ye doğru tek yönlü bir nedensellik bulunmuş ise bu durum modeldeki değişkenlerden X 'in dışsal Y 'nin ise içsel bir değişken olduğu anlamına da gelebilmektedir (Greene, 2003, s. 174).

2.2.2.4. Etki-Tepki Analizi

Etki-Tepki Analizi, sistem içerisindeki değişkenlerden birinde meydana gelecek bir standart sapmalılık şokun, içsel değişkenlerin ve o değişkenin gelecekteki değerlerine ne zaman ve nasıl etki edeceğini gösterir (Mitchell, 2000, s. 1). Her değişken için ayrı bir denkleme şok verilerek bu şoka karşı tüm değişkenlerin vereceği tepkiler izlenir. Eğer seri durağansa şoklar kademeli olarak etkisini yitirecektir (Brooks, 2004, s. 341).

Etki-Tepki Analizi'nin, incelenen değişkenler arasındaki dinamik etkileşimin belirlenmesinde ve simetrik ilişkilerin tespit edilmesinde büyük payı vardır. Bir makroekonomik büyüklüğün üzerinde en etkili değişkenin hangisi olduğu Varyans Ayırıştırması'yla; etkili bulunan bu değişkenin politika aracı olarak kullanılabilir olup olmadığı ise Etki-Tepki Fonksiyonları ile belirlenir (Özgen ve Güloğlu, 2004, s. 97).

2.2.2.5. Varyans Ayırıştırması Analizi

VAR modelinde hata paylarının analizinde kullanılan bir diğer yöntem ise Varyans Ayırıştırması'dır. Varyans Ayırıştırması, ilgili değişkenlerin öngörü hata varyanslarının, oransal olarak ne kadarının kendisine, ne kadarının da başka değişkenlere bağlı olduğunu test eder (Brooks, 2004, s. 342).

Eğer (2.36) modeli düşünülecek olursa, u_{1t} 'de meydana gelen bir şok, tüm tahmin dönemi boyunca y 'nin öngörü hata varyansını etkilemiyorsa, bu durumda y değişkeni dışsal olarak kabul edilebilir. Böyle bir durumda y , u_{1t} 'den ve x 'den bağımsız olarak hareket etmektedir. u_{1t} 'de meydana gelen şok, tüm tahmin dönemi boyunca, y 'nin öngörü hata varyansını tamamen etkiliyorsa, bu durumda ise y içsel değişken olarak kabul edilebilir (Enders, 2004, s. 311).

2.2.3. Otoregresif Dağıtılmış Gecikmeler (ARDL) Sınır Testi

Aynı dereceden bütünleşik olamayan zaman serilerine eşbütünleşme analizinin yapılamamasından kaynaklanan problem Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen sınır testi yaklaşımı ile çözülmüştür. Bu yöntem Autoregressive Distributed Lag (ARDL) Sınır Testi olarak adlandırılmaktadır. Wald ve F istatistiğine dayalı ARDL sınır testi yaklaşımı değişkenlerin bütünleşme derecelerini dikkate almadan düzey değerleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmektedir.

Testin ilk aşamasında değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığı araştırılır. Eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem denklemleri kestirilir.

Bir açıklayıcı değişkene sahip $ARDL(p, q)$ modeli (2.39)'daki gibi yazılabilir:

$$A(L)y_t = m + B(L)x_t + \varepsilon_t \quad (2.39)$$

Burada,

$$A(L) = 1 - \alpha_1 L - \alpha_2 L^2 - \dots - \alpha_p L^p \quad (2.40)$$

$$B(L) = \beta_0 + \beta_1 L + \beta_2 L^2 + \dots + \beta_q L^q \quad (2.41)$$

olarak gösterilir.

Modelle ilgili bir örnek verilecek olursa, $p = q = 2$ alınıp (2.42)'deki şekilde yazılabilir:

$$y_t = m + \alpha_1 y_{t-1} + \alpha_2 y_{t-2} + \beta_0 x_t + \beta_1 x_{t-1} + \beta_2 x_{t-2} + \varepsilon_t \quad (2.42)$$

Burada sabit elastikiyet:

$$\gamma = \frac{B(1)}{A(1)} = \frac{\beta_0 + \beta_1 + \beta_2}{1 - \alpha_1 - \alpha_2} \quad (2.43)$$

şeklinde olacaktır.

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkiyi ortaya koyan hata düzeltme denklemi (error correction model) (ECM) ise:

$$\Delta y_t = \beta_0 \Delta x_t - (1 - \alpha_1) [y_{t-1} - a - \gamma x_{t-1}] + \varepsilon_t \quad (2.44)$$

şeklinde ifade edilebilir.

Modelde y 'deki mevcut değişim iki bileşenin toplamı olarak görünmektedir. İlki x 'deki şuanki değişimin oranı, ikincisi ise x_{t-1} ile ilgili denge değerinden sapan y_{t-1} boyutu için parçalı düzeltmedir. Bu sapma veya denge hatası köşeli parantezin içinde gösterilmiştir. Eğer bu değer pozitif ise şuanki dönemden geçmişe doğru, negatif ise geleceğe doğru bir düzeltme söz konusudur (Johnston ve Dinardo, 1997, s. 244-248). Bu sebeple uzun dönem ilişkisinden söz edebilmek için ECM teriminin negatif değer alması gerekir.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

ENFLASYON TAHMİNİNDE MODEL OLUŞTURMA VE MODELLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

3.1. Araştırmanın Amacı, Kapsamı ve Önemi

Bu çalışma ile öncelikle Türkiye için 2003-2011 dönemine ait en iyi enflasyon tahminini veren modelin bulunması amaçlanmıştır. Bu amaç doğrultusunda yapılan yazın taramasında, sadece iktisadi teori modellerin üzerinde duran veya sadece zaman serisi modellemelerine yer veren çalışmaların çoğunlukta olduğu görülmüştür. Model karşılaşması yapan az sayıda çalışmada da kısıtlı sayıda model ve değişken kullanmışlardır.

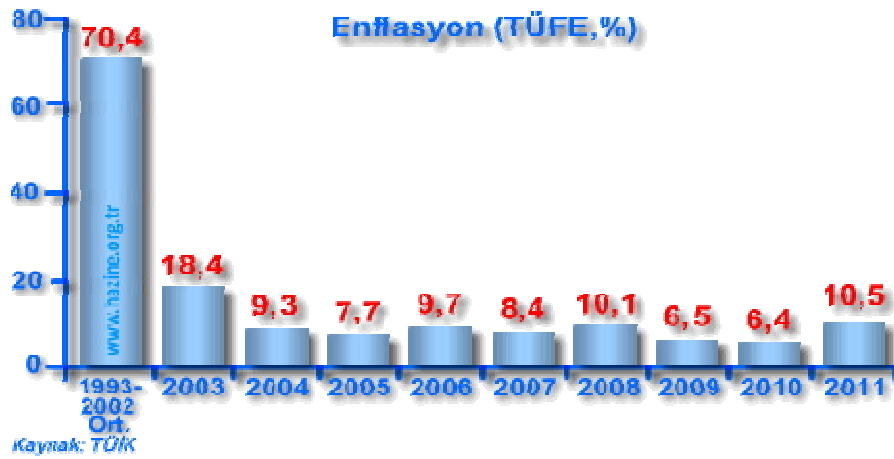
Bu çalışma ile ilgili yazına hem değişken hem de model anlamında katkı sağlanılmıştır. Çalışmada, teorik modellerin Türkiye için uygunluğuna bakılmasının yanısıra, uygun olabilecek zaman serisi modelleri de denenmiştir. Daha önce Türkiye'nin enflasyon tahmininde kullanılmamış modellere yer verilen çalışmada, ayrıca zaman serisi modellerinde önceki çalışmalarda yer verilmemiş olan enflasyon beklentileri ve enflasyon belirsizliği değişkenleri de modellere eklenerek enflasyon süreci tahminlenmiştir. Enflasyon belirsizliği değişkeni ayrıca ölçülerek modellere ilave edilmiştir.

3.2. Araştırmanın Yöntemi ve Veriler

Çalışmada enflasyon, teorik ve ekonometrik modeller kullanılarak tahmin edilmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda VAR, ARDL sınır testi, ARIMA ekonometrik modellerinin yanı sıra Phillips eğrisi uygulamalarına da yer verilerek enflasyon tahminleri oluşturulmuştur. Çalışmada 2003-2011 dönemine ait veriler kullanılmaktadır. VAR ve ARDL analizlerinde enflasyon dinamikleri olan döviz kuru, faiz oranı, sanayi üretim endeksi, para arzı, enflasyon beklentileri ve enflasyon belirsizliği değişkenleri kullanılmıştır. Bu değişkenlerden enflasyon belirsizliği, ARCH modelleri ile ayrıca ölçülerek analizlere dahil edilmiştir. Para arzı olarak ise hem M1 hem de M2 para arzı tanımı ile kestirimler yapılmış, başarılı tahmin sağlayanlar tercih edilmiştir. Phillips eğrisi analizlerinde işsizlik oranları ile GSYİH değerleri kullanılmıştır. Analizlerin tümünde bağımlı değişken olarak TÜFE yıllık ve/veya aylık değişim oranları alınmıştır.

3.3. Türkiye’de Enflasyonun Genel Seyri

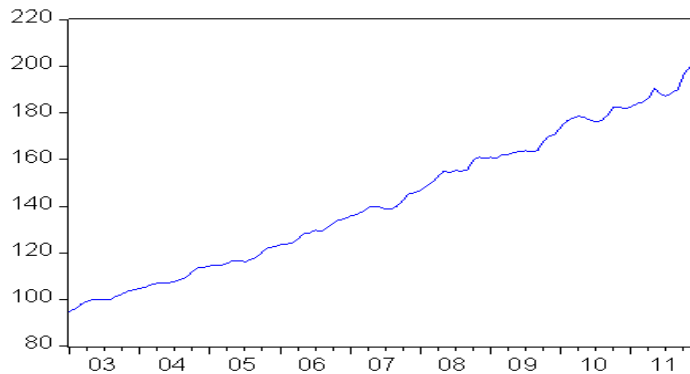
Enflasyon tahminleme sürecine geçmeden önce incelenen dönemde Türkiye’de enflasyonun genel seyri kısaca irdelenmiştir. 1990’lı yıllar boyunca önemli ekonomik krizlerle karşı karşıya kalmış olan Türkiye, 2000’li yıllarda enflasyonla mücadele stratejisini değiştirmiştir. Parasal hedefleme stratejisinden vazgeçerek, döviz kuru hedeflemesine geçen Türkiye, 2001 kriziyle birlikte kısa sürede bu stratejisini de değiştirerek 2002’de örtük enflasyon hedeflemesini uygulamaya başlamıştır. Merkez Bankası, 2002-2005 yılları arasında örtük enflasyon hedeflemesi stratejisini izlemiş olup, 2006’dan bu yana ise açık enflasyon hedeflemesini sürdürmektedir (Akyazı ve Ekinci, 2009, s. 345-350).



Şekil 3.1. Yıllara Göre TÜFE Oranları (1993-2011)

Kaynak: TÜİK

Şekil 3.1’de yılların TÜFE değişim oranları görülmektedir. 2003 yılında % 18.4 olan yıllık enflasyon oranı, 2004 yılında ani bir düşüşle % 9.3’e gerilemiştir. En düşük değerini 2009 ve 2010 yıllarında yakalayan enflasyon, 2011 yılında tekrar % 10.5’e yükselmiştir.



Şekil 3.2. Tüketici Fiyat Endeksi Değerleri (2003-2011)

Tüketici fiyat endeksinin 2003-2011 dönemine ait grafiği ise Şekil 3.2’de verilmiştir. Endeksin, sekiz yıllık sürecin çeşitli aylarında düşüş göstermiş olsa bile sürekli olarak arttığı görülmektedir. Ocak 2003’te 94.77 olan endeks, Aralık 2011’de 200.85 değerini almıştır.

3.4. Enflasyon Tahmininde Zaman Serisi Modellerine İlişkin Bulgular

3.4.1. Modellerde Kullanılan Veriler

Bu çalışma kapsamında yapılan zaman serisi analizlerinde kullanılacak değişkenler, ampirik çalışmalar ve teorik tartışmalar doğrultusunda seçilmiştir. Bu çerçevede genel kabul gören faiz oranları, döviz kurları, para stoku (para arzı) ve üretim (çıktı) şeklindeki enflasyon dinamiklerinin yanı sıra beklenen enflasyon oranı ve enflasyon belirsizliği oranları da modele eklenmiştir.

Çalışmada enflasyon oranı olarak 2003 temel yıllık TÜFE aylık ve yıllık değişim değerleri kullanılmıştır. TÜFE aylık değişim değerleri, bir önceki aya göre değişimi; TÜFE yıllık değişim değerleri ise bir önceki yılın aynı ayına göre değişimi ifade etmektedir. Veriler TÜİK’ten elde edilmiştir. Çalışmanın bağımsız değişkenleri ise şu şekildedir:

1. Döviz Kuru: Döviz kuru değişkeni olarak USD satış değerleri alınmış ve Merkez Bankası verilerinden yararlanılmıştır.

2. Sanayi Üretim Endeksi: Üretimi temsilen GSMH kullanılmak istenmiş, ancak GSMH’nın aylık serisi bulunmadığından, onun yerine sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. 2005 bazlı toplam sanayi üretim endeksi değerleri kullanılmıştır. Veri aralığımız 2003’den başlamaktadır. Dolayısıyla 2003-2005 dönemi sanayi üretim endeksi değerleri 2005 temel yıllık hale getirilerek kullanılmıştır. Veriler TÜİK’ten alınmıştır.

3. Faiz Oranları: Veriler Merkez Bankası’ndan alınmış olup, mevduat faiz oranları (12 ay vadeli ağırlıklandırılmış mevduat) değerleri kullanılmıştır.

4. Para Arzı: Makalelerde enflasyonun tahmincisi olarak M2 veya M1 para arzı kullanıldığı görülmüştür. Bu konuda net bir tercih bulunmamaktadır. Günçavdı vd. (2000) çalışmalarında hem M1 hem de M2 para arzı kullanılarak kestirim yapmış ve o dönem için daha başarılı olan para arzını tercih etmişlerdir. Benzer şekilde çalışma kapsamında her model

için her iki para arzı tanımı da kullanılmış, daha iyi sonuç veren sunulmuştur. Veriler Merkez Bankası'ndan alınmıştır.

5. Beklenen Enflasyon Oranları: Çalışmada, Merkez Bankası tarafından her ay açıklanan Merkez Bankası Beklenti Anketi verileri kullanılmıştır. İktisadi ajanların cari ay TÜFE beklentisi 1. uygun ortalama değerleri alınmıştır.

6. Enflasyon Belirsizliği: Enflasyon dinamikleriyle oluşturulan ARCH modelinden elde edilen enflasyon belirsizliği değerleri kullanılmıştır.

3.4.2. Değişkenlerin Zaman Serisi Özelliklerinin İncelenmesi

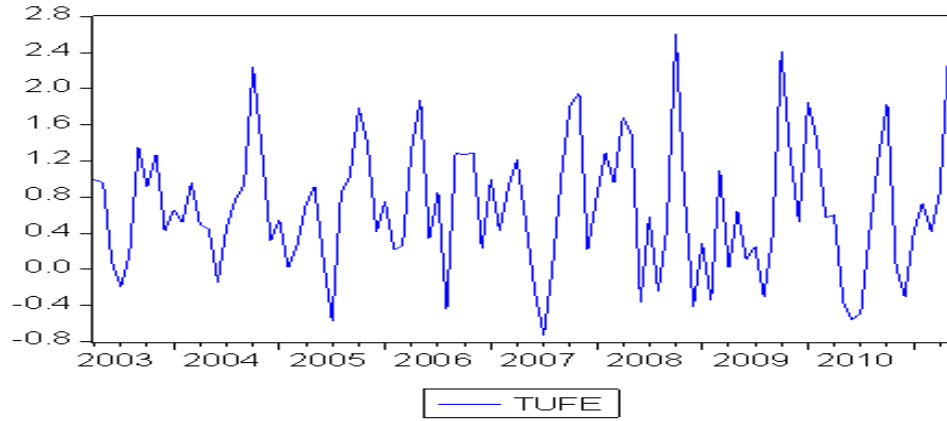
Zaman serisi analizleri için geliştirilmiş olan olasılık teorileri sadece durağan zaman serileri için geçerlidir. Bu nedenle öncelikle değişkenlerin durağanlıkları araştırılmıştır. Durağanlıkların araştırılmasında, korelogram ve grafikten görsel incelemenin yapılmasının yanı sıra, Ng-Perron Birim Kök Testi kullanılmıştır. Ng-Perron Birim Kök Testleri, özellikle Phillips-Perron Testleri'nde ortaya çıkan hata teriminin hacmindeki boyut dağılımı çarpıklığını düzeltmek için M-Testleri olarak geliştirilmiş yeni birim kök testleridir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007, s. 365). Ng-Perron Testi, MZ_α , MZ_t , MSB ve MPT şeklinde dört test içermekte olup, bu testlerden MZ_α ve MZ_t , Phillips-Perron'nun sırasıyla Z_α ve Z_t testlerinin modifiye edilmiş hali; MSB, Bhargava testinin ve MPT ise ADF-GLS testinin modifiye edilmiş halleridir. Elde edilen test istatistikleri Ng-Perron (2001) tarafından hesaplanan kritik değerler ile karşılaştırılmaktadır. Çalışmada tüm değişkenler için gecikme uzunlukları Andrews Bandwidth ile belirlenmiş, kestirim yöntemi olarak da Bartlett Kernel yöntemi kullanılmıştır.

Varyans kararlılığını ve doğrusallığı sağlamak için faiz ve TÜFE değişim oranları dışındaki tüm değişkenlerin logaritmaları alınmıştır. Durağan olmayan değişkenler durağanlaştırılmış, sonraki analizlerde bu şekilde kullanılmaları sağlanmıştır.

3.4.2.1. TÜFE Aylık Değişim Oranı

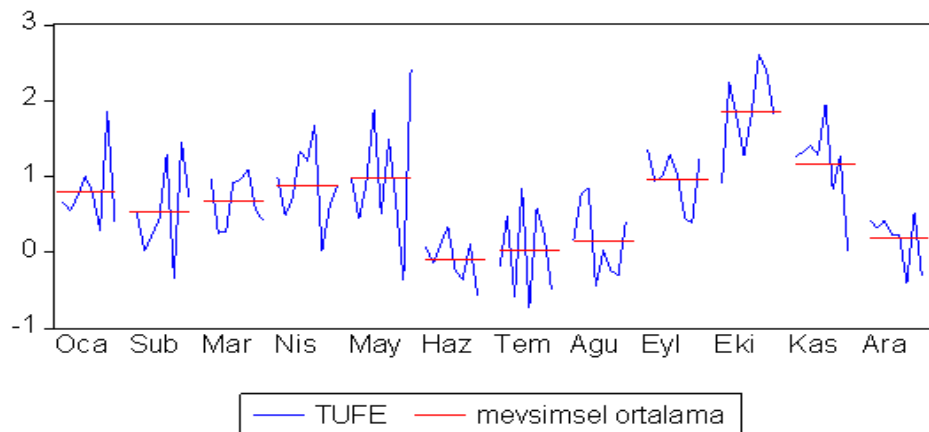
Çalışmada 2003 temel yıllı TÜFE aylık değişim oranları (%) kullanılmıştır. TÜFE aylık değişim oranı değişkeni negatif değerler içerdiği için logaritması alınamamıştır. TÜFE aylık değişim oranına ait grafik Şekil 3.3'de verilmiştir. Genelde her yılın bahar aylarında düşüşe

geçen TÜFE aylık değişim oranının, yazın bitimiyle birlikte yükselişe geçmesi ve her yılın Ekim, Kasım aylarında en yüksek oranını yaşayarak daha sonra tekrar düşmesi, serinin mevsimsel etkilere maruz kaldığı izlenimini doğurmaktadır. Bu durumun daha net bir şekilde gözlemlenebilmesi için serinin aylar bazında ortalamalarına bakılması yararlı olacaktır.

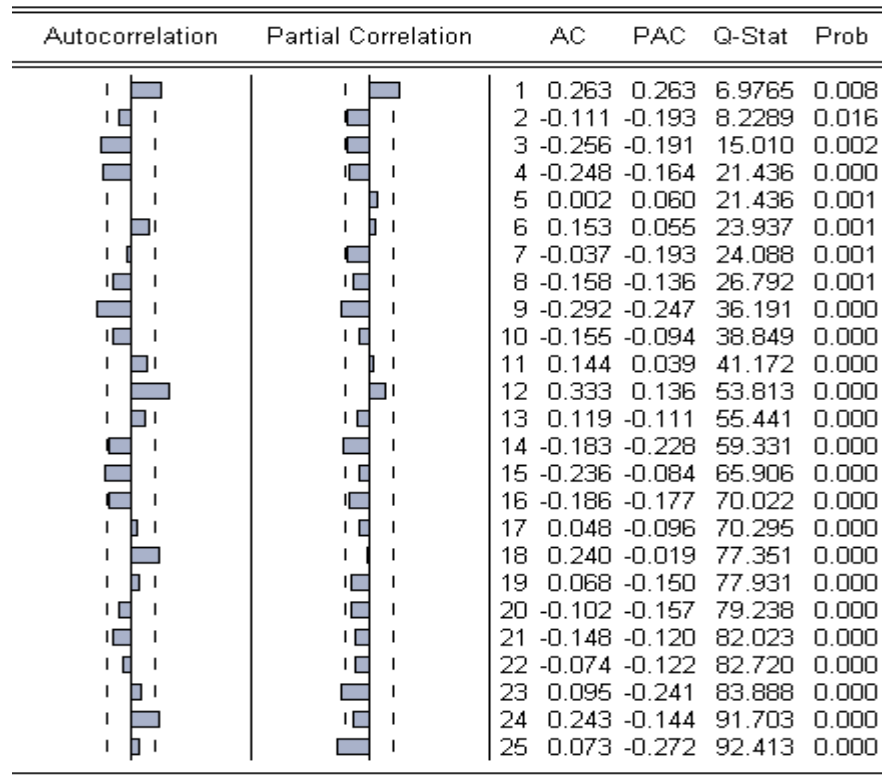


Şekil 3.3. TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği

Şekil 3.4, TÜFE aylık değişim oranı serisinin her ay için aldığı değerleri ve ortalamaları vermektedir. Aylık ortalamaların Mayıs ayına kadar genel bir seyrirde kalıp düşüşe geçtiği ve bu düşüşün Ağustos ayını takiben sona erdiği görülmektedir. Ekim ayında en yüksek ortalamayı yakalayan seri bu aydan sonra tekrar düşüşe geçmektedir. Seri aylık ortalamaları itibariyle ele alındığında mevsimsellik etkisinin olabileceği daha da netlik kazanmaktadır.



Şekil 3.4. TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkeninin Aylar Bazında Ortalamalarının Grafiği



Şekil 3.5. TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkenine Ait Korelogram

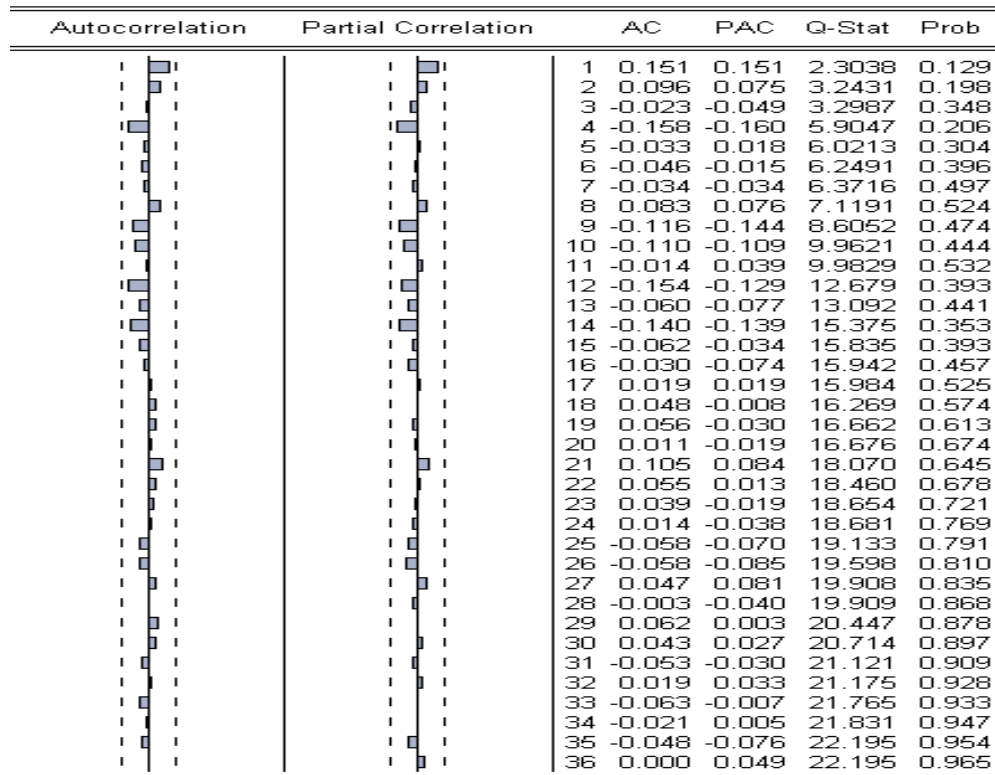
TÜFE aylık değişim oranına ait korelogram Şekil 3.5’de görülmektedir. Değişkenin otokorelasyon (AC) ve parçalı otokorelasyon (PAC) değerlerinin güven aralıklarının dışında yer aldığı ve Q istatistiklerinin de otokorelasyonu işaret ettiği bu yapı durağan olmayan yapıyı işaret etmektedir. Değişkenin 1, 12, 18, 24. gecikmelerde almış olduğu yüksek değerler mevsimsellik etkisi ihtimalini kuvvetlendirmekte, durağan olmayan yapının bu nedenle ortaya çıkmış olabileceğini göstermektedir.

Mevsimsel etkinin varlığıyla ilgili daha kesin bir kaniya varmak amacıyla kukla değişkenler yardımıyla mevsimsel etki araştırılmıştır. Aylık veriler kullanılması nedeniyle 11 kukla değişken kullanılarak kestirilen regresyon sonuçları Tablo 3.1’de verilmiştir.

**Tablo 3.1. Mevsimsel Kukla Değişken Kullanılarak Modellenen
TÜFE Aylık Değişim Oranlarının Sonuçları**

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.180000	0.184649	0.974824	0.3324
S1	0.608750	0.261133	2.331191	0.0221
S2	0.360000	0.261133	1.378610	0.1716
S3	0.503750	0.261133	1.929096	0.0570
S4	0.698889	0.253775	2.753967	0.0072
S5	0.807778	0.253775	3.183043	0.0020
S6	-0.263750	0.261133	-1.010023	0.3153
S7	-0.157500	0.261133	-0.603142	0.5480
S8	-0.027500	0.261133	-0.105310	0.9164
S9	0.782500	0.261133	2.996562	0.0036
S10	1.678750	0.261133	6.428726	0.0000
S11	0.990000	0.261133	3.791177	0.0003
R-squared	0.539527	Mean dependent var	0.683673	
Adjusted R-squared	0.480629	S.D. dependent var	0.724690	
S.E. of regression	0.522265	Akaike info criterion	1.652995	
Sum squared resid	23.45744	Schwarz criterion	1.969522	
Log likelihood	-68.99678	F-statistic	9.160412	
Durbin-Watson stat	1.607596	Prob(F-statistic)	0.000000	

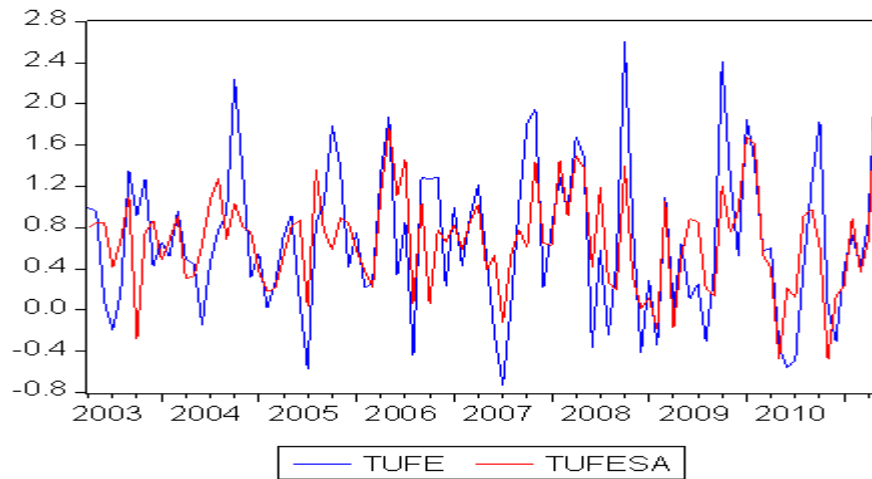
Tablo 3.1’den görüldüğü üzere s1, s4, s5, s9, s10, s11 kukla değişkenleri anlamlı çıkmış, bu da bize düşük de olsa bir mevsimsellik olduğunu göstermiştir. Bu nedenle seri çarpımsal model kullanılarak mevsimsellikten arındırılmıştır. Şekil 3.6’da elde edilen serinin korelogramı görülmektedir.



Şekil 3.6. TÜFESA Değişkenine Ait Korelogram

Mevsimsellikten arındırılmış serinin yeni değeri olan TÜFESA'nın Şekil 3.6'daki korelogramından görüldüğü üzere çıkıntılar kaybolmuştur. Tüm otokorelasyon değerleri güven aralığının içinde olup; otokorelasyon (AC), parçalı otokorelasyon (PAC) ve Q istatistikleri de otokorelasyon olmadığını göstermektedir. Seri durağan bir yapı sergilemektedir.

TÜFE aylık değişim oranları değişkeni ile bu değişkenin mevsimsellikten arındırılmış hali olan TÜFESA değişkeninin zamana göre durumlarını gösteren halleri, Şekil 3.7'de verilmiştir. Grafikten görüldüğü üzere TÜFESA değişkeni, TÜFE değişkenine göre ortalamanın etrafında daha küçük salınımlar meydana getirmektedir. Mevsimsellikten arındırıldıktan sonra daha durağan bir görünüm sergileyen seride trend eğilimi olmadığı da göze çarpmaktadır. Fakat emin olmak için Ng-Perron Birim Kök Testi ile serinin durağanlığı test edilmiştir.



Şekil 3.7. TÜFE Aylık Değişim Oranı ile Mevsimsellikten Arındırılmış TÜFE Aylık Değişim Oranı Değişkenlerine Ait Zaman Serisi Grafiği

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

Değişkene ait Ng-Perron Birim Kök Test sonuçları Tablo 3.2'de verilmiştir. MZ_α , MZ_t , MSB ve MPT birim kök testlerine ait kritik değerler Ng ve Perron (2001, s.1524)'nın 1 numaralı tablosundan alınmıştır. MZ_α ve MZ_t testleri için kurulan H_0 hipotezi birim kökün varlığından bahsederken, MSB ve MPT testlerinin sıfır hipotezi ise birim kök yoktur şeklinde kurulmaktadır. Andrews Bandwidth yöntemine göre belirlenen gecikme uzunluğu 0.403 olan değişkenin, düzeyde elde edilen test istatistiklerine bakıldığında durağan olduğu sonucuna varılmaktadır. MZ_α ve MZ_t test istatistiklerinin mutlak değeri % 1, % 5 ve % 10 anlamlılık

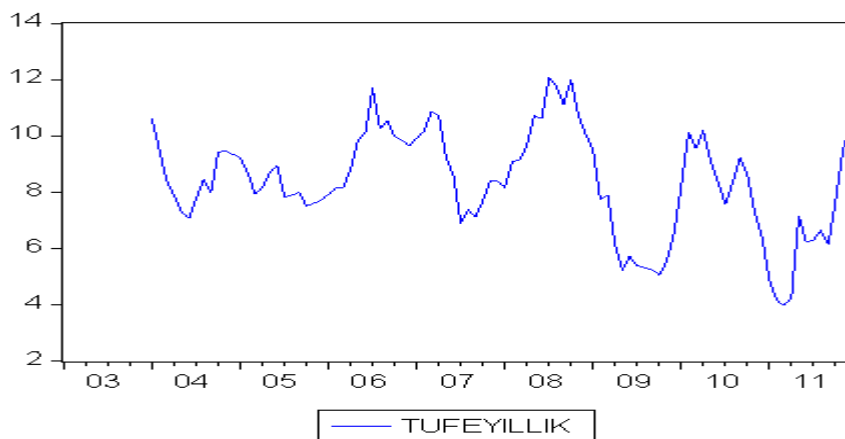
düzeylerinin tümünde kritik değerlerin mutlak değerlerinden büyük değerler almışlar ve birim kök vardır şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilmiştir. MSB ve MPT test istatistikleri ise yine tüm anlamlılık düzeylerindeki kritik değerlerden küçük değerler almış ve birim kök yoktur şeklinde olan H_0 hipotezi reddedilememiştir. Böylece mevsimsellikten arındırılmış TÜFE aylık değişim değerleri “düzeyde durağandır” sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.2. TÜFE Aylık Değişimi Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-42.8072	-4.40371	0.10287	1.16952
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.240263

3.4.2.2. TÜFE Yıllık Değişim Oranı

Çalışmada, TÜFE aylık değişim oranının yanı sıra bazı modellerde daha iyi tahminler vermesi nedeniyle her ay için TÜFE yıllık değişim oranları da kullanılmıştır. 2003 temel yılı olarak alınan TÜFE Yıllık Değişim (Bir Önceki Yılın Aynı Ayına Göre Değişim) (%) değerlerinin serisi 2004 yılından başlamaktadır. Negatif değerler içerdiği için logaritması alınamayan serinin zaman içerisindeki seyri Şekil 3.8’de görülmektedir.



Şekil 3.8. TÜFE Yıllık Değişim Oranı Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği

Şekil 3.8’den görüldüğü üzere, 2006 ve 2008 Temmuz aylarında aldığı büyük değişim değerleri dışında sivri bir değeri olmayan TÜFE yıllık değişim oranları durağan bir yapı izlenimi vermektedir. Ayrıca yıllık değişim değerleri olduğu için seride mevsimsel etkiye rastlanmaz. Durağnalıkla ilgili daha doğru bir kanı elde etmek için Ng-Perron Birim Kök Testi kullanılmıştır.

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

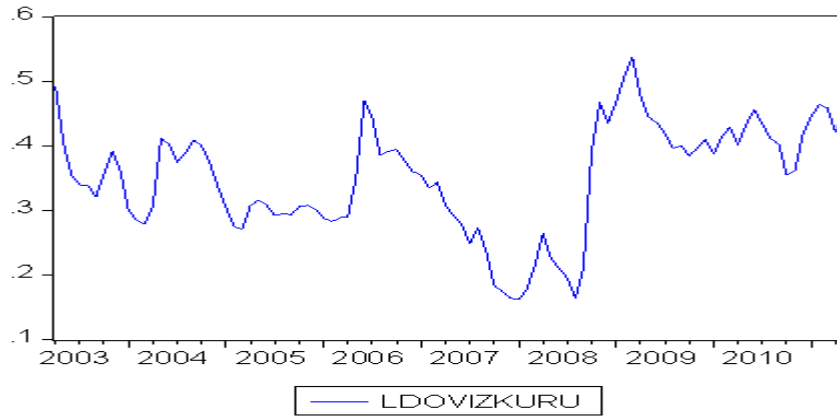
TÜFE yıllık değişim oranlarının Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları Tablo 3.3’de görülmektedir. % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerinde, MZ_α ve MZ_t test istatistiklerinin mutlak değeri kritik değerlerin mutlak değerlerinden büyük değerler almış; MSB ve MPT test istatistikleri ise kritik değerlerden küçük değerler almıştır. Andrews gecikme uzunluğu 3.21 olan değişken “düzeyde durağan” bulunmuştur.

Tablo 3.3. TÜFE Yıllık Değişimi Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-10.0725	-2.24027	0.22241	2.44792
Asimtotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					1.173603

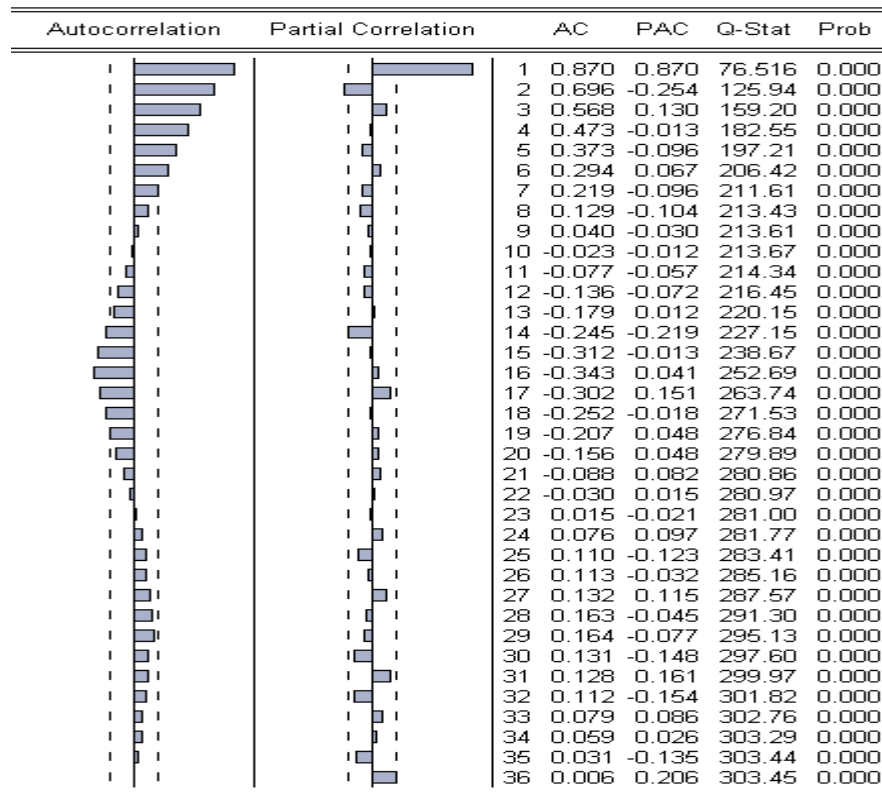
3.4.2.3. Döviz Kuru

Logaritması alınan döviz kuru değişkenine ait zaman serisi grafiği Şekil 3.9’da verilmiştir. 2006 sonunda düşüşe geçen döviz kuru, 2008 sonlarında tekrar yükselişe geçmiştir. Deterministik bir trend veya mevsimsellik göze çarpmamaktadır.



Şekil 3.9. Lndövizkuru Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği

Serinin 3.9’da görülen grafiği durağan olmayan bir yapı izlenimi vermektedir. Seriyeye ait Şekil 3.10’daki korelogram incelendiğinde de benzer bir durum ortaya çıkmaktadır. Otokorelasyon fonksiyonu (ACF) değerlerinin uzun bir süre güven aralıklarının dışında kaldığı, parçalı otokorelasyonların (PAC) ise ilk gecikmede kabul bölgesinin sınırlarını aşarak daha sonraki gecikmelerde kaybolduğu yani tam bir durağan olmayan seri izlenimi verdiği görülmektedir. Q istatistiği değerleri de bu durumu desteklemektedir.



Şekil 3.10. Lndövizkuru Değişkenine Ait Korelogram

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

Tablo 3.4’de logaritması alınmış İndövizkuru değişkenine ilişkin Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları görülmektedir. Değişkenin Bartlett Kernel yöntemi kullanılarak bulunan Andrews gecikme uzunluğu 4.49’dur. Ng ve Perron (2001, s.1524)’nın 1 numaralı tablosundan alınan MZ_α , MZ_t , MSB ve MPT birim kök testlerine ait kritik değerler ile elde edilen test istatistikleri karşılaştırıldığında değişkenin durağan olmadığı ortaya çıkmaktadır. %1 ve %5 anlamlılık düzeylerinde dört birim kök testi sonucunda da birim kök olduğu sonucuna varılmış; %10 anlamlılık düzeyinde MSB dışındaki üç birim kök testi tarafından birim kökün olmadığına dair bir sonuç verse dahi genel durum değerlendirilerek İndöviz kuru değişkeninin “düzeyde durağan olmadığı” sonucuna varılmıştır. Değişkenin sonraki analizlerde kullanılabilmesi durağanlaştırılması gerekmektedir.

Tablo 3.4. İndövizkuru Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_α	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-5.82174	-1.70570	0.29299	4.20974
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.80000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.10000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.70000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.00193

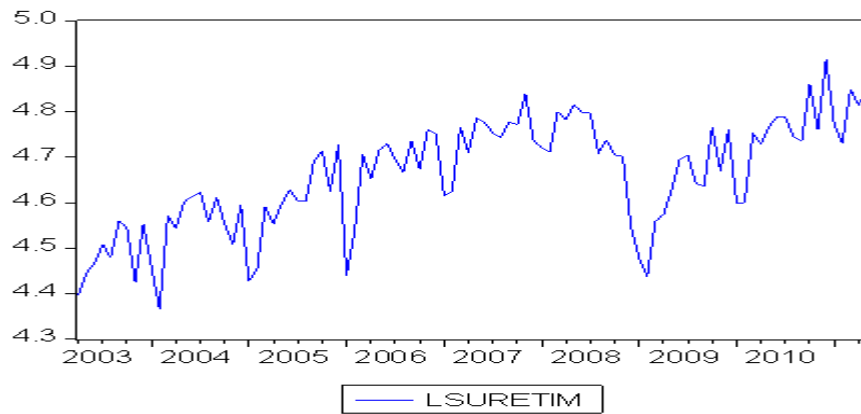
Durağanlaştırmak amacıyla İndövizkuru değişkeninin birinci farkı alınmış ve elde edilen $d(\text{İndövizkuru})$ değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları Tablo 3.5’de verilmiştir. Andrews gecikme uzunluğu 1.6 olarak bulunan değişkenin, MZ_α ve MZ_t test istatistiklerinin mutlak değerleri, tüm anlamlılık düzeylerinde kritik değerin mutlak değerinden büyüktür. Bu yüzden birim kökün varlığından bahsedene H_0 hipotezi reddilmektedir. MSB ve MPT test istatistikleri ise % 5 ve % 10 anlamlılık düzeyleri için kritik değerin altında değer alarak birim kök yoktur şeklinde kurulan H_0 hipotezinin reddedilemeyeceğini göstermektedirler. Böylece İndövizkuru değişkenin “fark durağan” bir değişken olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Değişken daha sonraki analizlerde birinci farkı alınarak kullanılmıştır.

Tablo 3.5. d(Lndövizkuru) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

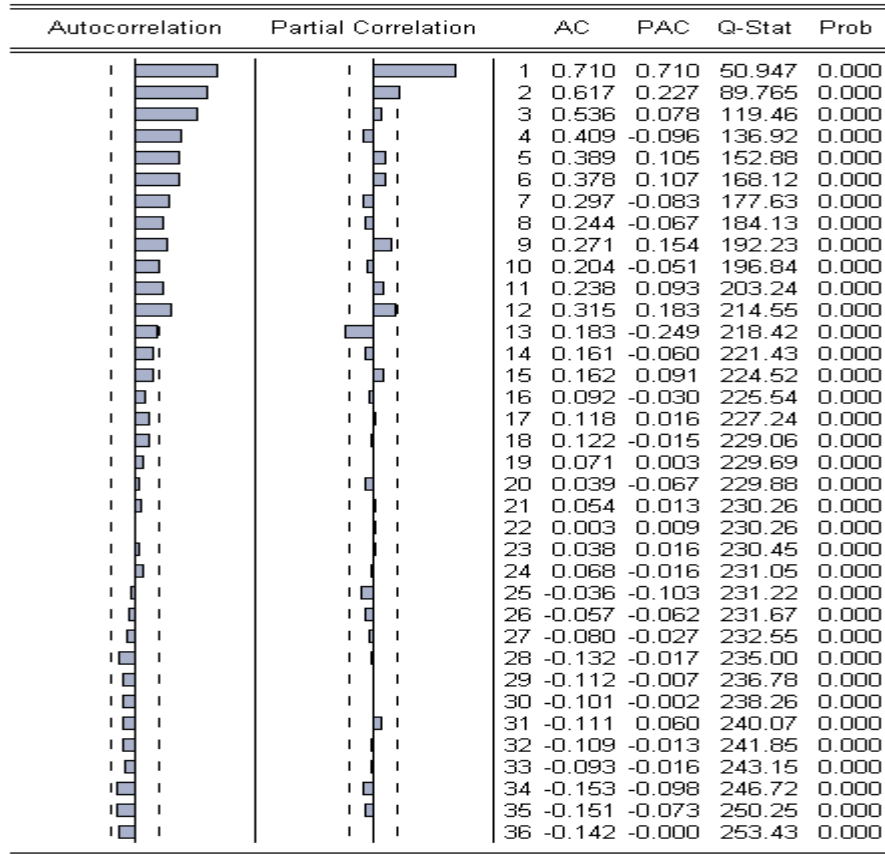
		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-14.8701	-2.65171	0.17832	1.93415
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.001373

3.4.2.4. Sanayi Üretim Endeksi

Logaritması alınan sanayi üretim endeksi değişkeni $lnsüe$ 'nin zamana göre grafiği Şekil 3.11'de görülmektedir. 2008 yılı ortalarında kadar pozitif trende sahip olan seri, yaşamış olduğu düşüşün ardından 2009'dan itibaren tekrar pozitif bir trendle artışa devam etmiştir.

**Şekil 3.11. $lnsüe$ Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği**

Serinin Şekil 3.12'de verilen korelogramından da görüldüğü üzere seri durağan bir seri değildir. ACF ve PACF'ları, güven aralıkları dışında seyrederek durağan olmayan bir yapı sergilemektedir. Ayrıca Q istatistikleri de bütün gecikmeler için durağanlık hipotezinin reddedildiğini göstermektedir. Mevsimsel bir etkiye dair bir işaretin görülmediği seride, gerek grafiğin doğrusal artan görünümü gerekse korelogramdaki ACF'lerin azalan görünümü trend etkisi olabileceğini düşündürmektedir. Daha doğru bir karara varabilmek için Ng-Perron Birim Kök Testi'ne başvurulmuştur.



Şekil 3.12. Lnsüe Değişkenine Ait Korelogram

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

Lnsüe değişkeni sabitle kestirilen denkleminde durağan çıkmazken, trend ve sabitli kestirilen denkleminde durağan olarak bulunmuştur. Lnsüe değişkenine ait trendli denklemin Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları Tablo 3.6’da verilmiştir. Andrews gecikme uzunluğu 2.11 olarak bulunan değişken, MZ_a , MZ_t ve MSB birim kök testlerine göre tüm anlamlılık düzeylerinde; MPT birim kök testine göre ise % 10 anlamlılık düzeyinde durağandır.

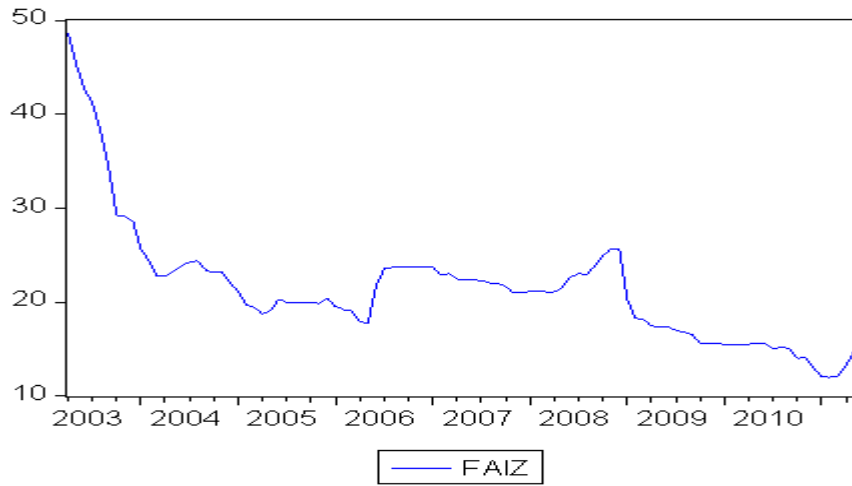
Tablo 3.6. Lnsüe Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_a	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-23.4928	-3.42722	0.14588	3.87937
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.004736

Bu sonuçlar doğrultusunda İnsüde değişkeni “trend durağan” bir değişken olup, daha sonraki analizlerde trendden arındırılarak kullanılmıştır.

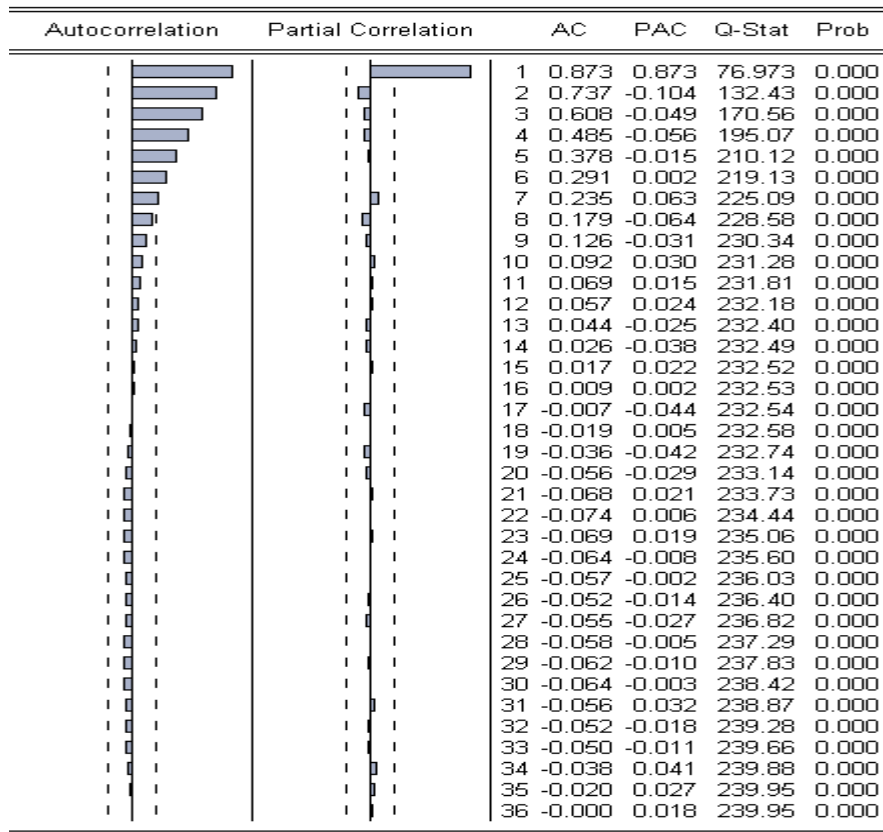
3.4.2.5. Faiz Oranı

Faiz değişkeni, enflasyon tahmin sürecinde genellikle logaritması alınmadan kullanıldığından, bu çalışmada da logaritması alınmadan kullanılması uygun görülmüştür. Faiz değişkenine ait zaman serisi grafiği Şekil 3.13’de görülmektedir. Değişkenin negatif trende sahip olabileceği görülmektedir.



Şekil 3.13. Faiz Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği

Serinin Şekil 3.14’de verilmiş olan korelogramına bakıldığında ACF değerlerinin 9. gecikmeye kadar güven aralıklarının dışında olması serinin durağan olmayabileceğini düşündürmektedir. Q istatistikleri de bu durumu destekler nitelikte durağanlık hipotezini reddeden değerler almışlardır.



Şekil 3.14. Faiz Değişkenine Ait Korelogram

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

Faiz değişkeni, düzeyde sabitli ve sabit ve trendli denklemlerle test edilmiş durağan olmadıkları sonucu ortaya çıkmıştır. Birinci farkı alınan değişkenin sabitli denklemi ile durağanlık yakalanmıştır. Birinci farkı alınan faiz değişkenine ait Ng-Perron birim kök testi sonuçları Tablo 3.7’de verilmiş olup, dfaiz değişkeninin Andrews gecikme uzunluğu 0.0806 olarak tespit edilmiştir. $D(\text{faiz})$ değişkeninden elde edilen MZ_α ve MZ_t test istatistiklerinin mutlak değeri %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinin tümünde kritik değerlerin mutlak değerlerinden büyük değerler almışlardır. Bu durumda birim kök vardır şeklinde kurulan H_0 hipotezi reddedilmiştir. Benzer şekilde MSB ve MPT test istatistiklerine göre de % 5 ve % 10 anlamlılık düzeylerinde birim kök yoktur şeklinde kurulan H_0 hipotezi, kritik değerlerden küçük değerler aldıkları için reddedilememiştir.

Tablo 3.7. d(faiz) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-10.2485	-2.12111	0.20697	2.94411
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					1.069117

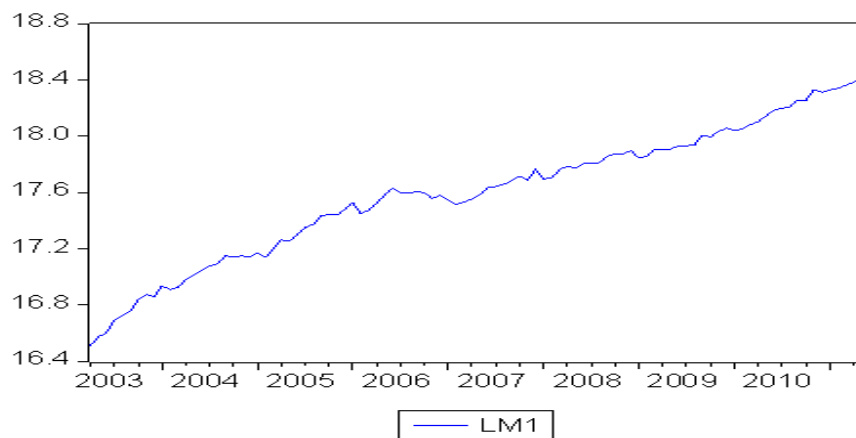
Faiz değişkeninin “fark durağan” bir değişken olduğu sonucuna ulaşılmış ve sonraki analizlerde birinci farkı alınarak kullanılmıştır.

3.4.2.6. Para Arzı

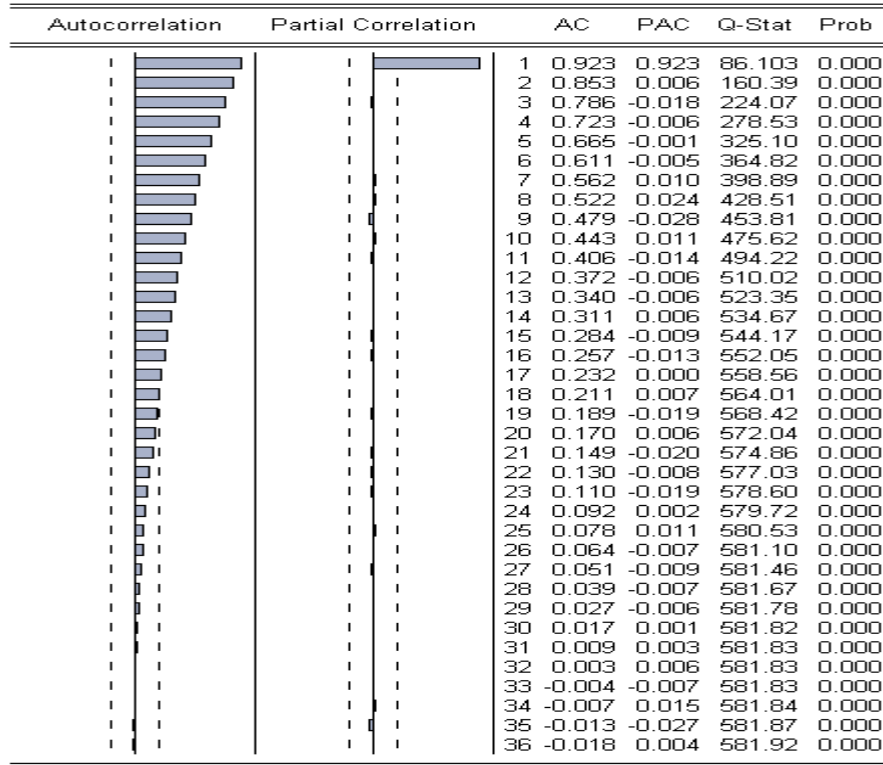
Para arzı değişkeni olarak tüm modeller için M1 ve M2 değişkenlerinin her ikisi de denenmiş olup kestirimde başarılı olan tercih para arzı tanımı tercih edilmiştir. Bu yüzden her ikisinin de durağanlığı test edilmektedir.

3.4.2.6.1. M1 Para Arzı

M1 para arzı değişkeninin logaritması alınmış ve elde edilen lnm1 para arzına ait zaman serisi grafiği Şekil 3.15’de verilmiştir. Değişkenin pozitif bir trende sahip olabileceği görülmektedir. M1 para arzı, 2003’ten 2010 yılı sonuna kadar sürekli olarak artmıştır.

**Şekil 3.15. Lnm1 Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği**

Şekil 3.16’da verilen lnm1 para arzı değişkenine ait korelogram incelendiğinde, durağan olmayan bir yapı görülmektedir. ACF değerleri 20. gecikmeye kadar güven aralığının dışında kalan serinin PACF değerleri de durağan olmayan bir seri yapısı sergileyerek ilk gecikmeden sonra sıfıra yakın değerler almışlardır. Serinin durağanlığıyla ilgili daha net bir karar varmak için Ng-Perron Birim Kök Testi’ne bakılmıştır.



Şekil 3.16. lnm1 Değişkenine Ait Korelogram

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

lnm1 para arzı değişkeni, düzeyde sabitli ve sabit ve trendli denklemlerle test edilmiş durağan olmadıkları sonucu ortaya çıkmıştır. Birinci farkı alınan değişken sabitli denklemi ile durağandır. Birinci farkı alınan değişkenin durağanlaştığı gibi trend etkisi de ortadan kalkmıştır. Ng-Perron testi sonuçları Tablo 3.8’de verilen $d(\ln m1)$ değişkeninin Bartlett Kernel yöntemi ile kestirilen Andrews gecikme uzunluğu 0.404 olarak bulunmuştur. Tüm anlamlılık düzeylerinde MZ_a , MZ_t , MSB ve MPT birim kök testleri değişkeninin durağan olduğu sonucunu vermektedir. MZ_a ve MZ_t test istatistiklerinin mutlak değeri kritik değerlerin mutlak değerlerinden büyük değerler almışlar; MSB ve MPT test istatistikleri kritik değerlerden küçük değerler almışlardır.

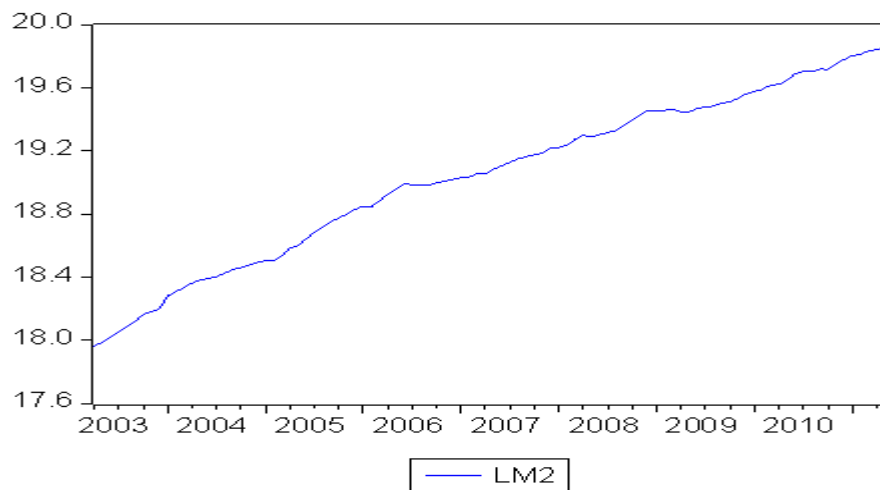
Tablo 3.8. d(lnm1) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-27.9894	-3.73383	0.13340	0.89834
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.001039

Bulgular, lnm1 para arzı değişkeninin “fark durağan” bir değişken olduğunu göstermiş, bu nedenle sonraki analizlerde değişkeninin birinci farkı alınarak kullanılmıştır.

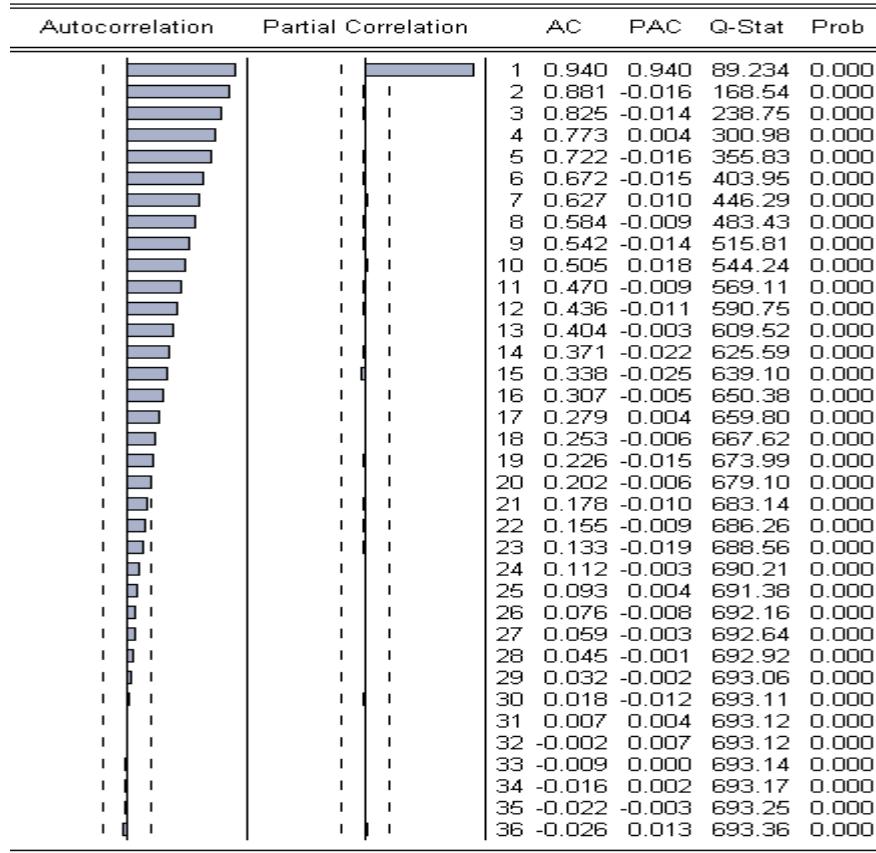
3.4.2.6.2. M2 Para Arzı

M2 para arzının da M1 para arzı gibi logaritması alınmış ve durağanlığı araştırılmıştır. Şekil 3.17’de logaritması alınmış M2 para arzı değişkeninin grafiği görülmektedir. M2 para arzı da M1 para arzı gibi 2003’ten itibaren sürekli olarak artmakta ve değişkeninin pozitif bir trende sahip olabileceği izlenimini vermektedir.

**Şekil 3.17. Lnm2 Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği**

Korelogramı Şekil 3.18’de görülen M2 para arzı değişkeninin, ACF ve PACF değerlerinin durağan olmayan bir yapı sergilediği görülmektedir. Q istatistiği değerleri de tüm gecikmeler için durağan değildir sonucunu vermektedir. Bu durağan olmayan yapıya trendin mi sebep

olduğunu anlamak ve daha kesin sonuçlar elde etmek için Ng-Perron Birim Kök Testi yapılmıştır.



Şekil 3.18. Lnm2 Değişkenine Ait Korelogramı

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

Lnm2 para arzı değişkeni, düzeyde sabitli ve sabit ve trendli denklemlerle test edilmiş durağan olmadıkları sonucu ortaya çıkmıştır. Birinci farkı alınan değişken sabitli denklemi ile durağan olarak elde edilmiştir. Andrews gecikme uzunluğu 0.391 olarak bulunan, dlnm2 değişkenine ait Ng-Perron testi sonuçları Tablo 3.9’da verilmiştir. Birinci farkı alınan M2 para arzı, M1 para arzı gibi tüm anlamlılık düzeylerinde MZ_a , MZ_t , MSB ve MPT birim kök testleri sonuçlarına göre durağan bulunmuştur. Değişkenin birinci farkının alınmasıyla trend etkisinin ortadan kalkarak durağanlaştığı görülmektedir.

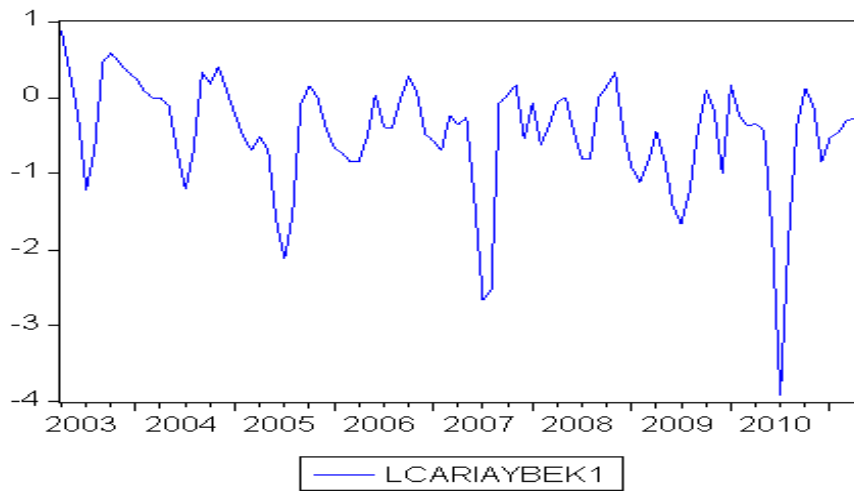
Tablo 3.9. d(lnm2) Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-43.7292	-4.67573	0.10692	0.56090
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.000211

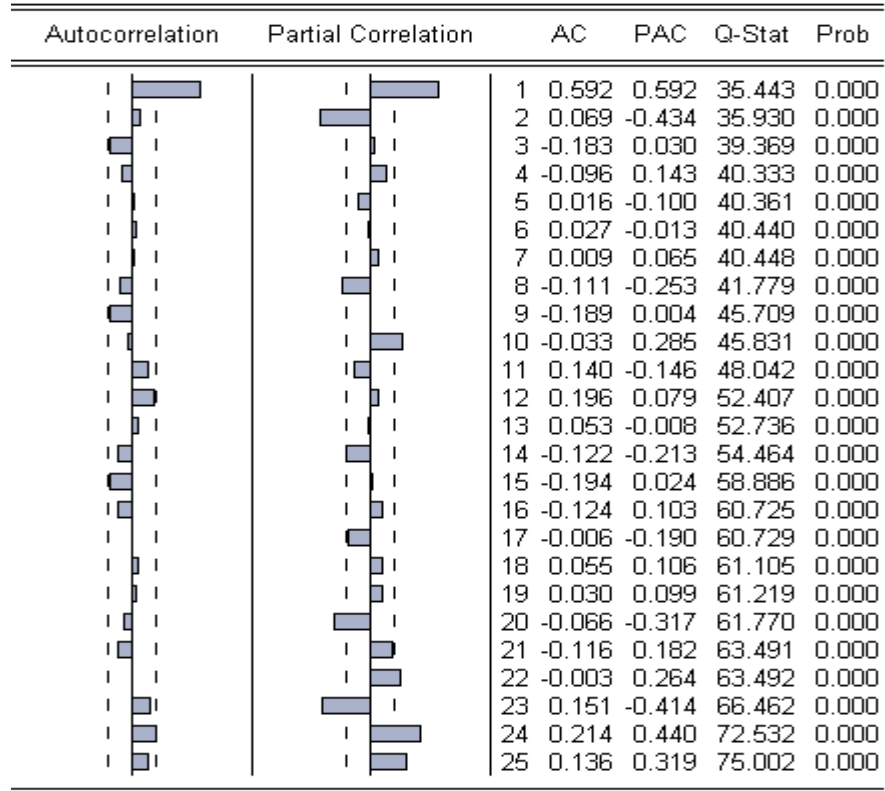
Lnm2 para arzı değişkeni “fark durağan” bir değişken olup, sonraki analizlerde birinci farkı alınarak kullanılacaktır.

3.4.2.7. Beklenen Enflasyon Oranı

Beklenen enflasyon oranı olarak Merkez Bankası Beklenti Anketi cari ay TÜFE beklentisi, uygun ortalama 1.dönem verileri kullanılmıştır. Cari ay TÜFE beklentisi değeri aylık değişim oranını ifade etmektedir. Logaritması alınmış olan cari ay TÜFE beklentisi 1.dönem verilerinin zaman serisi grafiği Şekil 3.19’da verilmiştir. Bazı dönemlerde aşırılıklar görülmesine rağmen seri genel anlamda belli bir seyrinde gidiyor gibi görünmektedir. Bir mevsimsellik veya trend etkisi göze çarpmamaktadır.

**Şekil 3.19. Lncariaybeklenti Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği**

Seriye ait korelogram Şekil 3.20 verilmiştir. Korelogram incelendiğinde Q istatistikleri durağan olmayan bir yapıyı işaret etse de ACF değerlerinden güven aralığı dışında kalan gözlem sayısının pek fazla olmadığı görülmektedir. Daha net bir karar verebilmek için Ng-Perron Birim Kök Testi uygulanmıştır.



Şekil 3.20. Incariyabeklenti Değişkenine Ait Korelogram

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

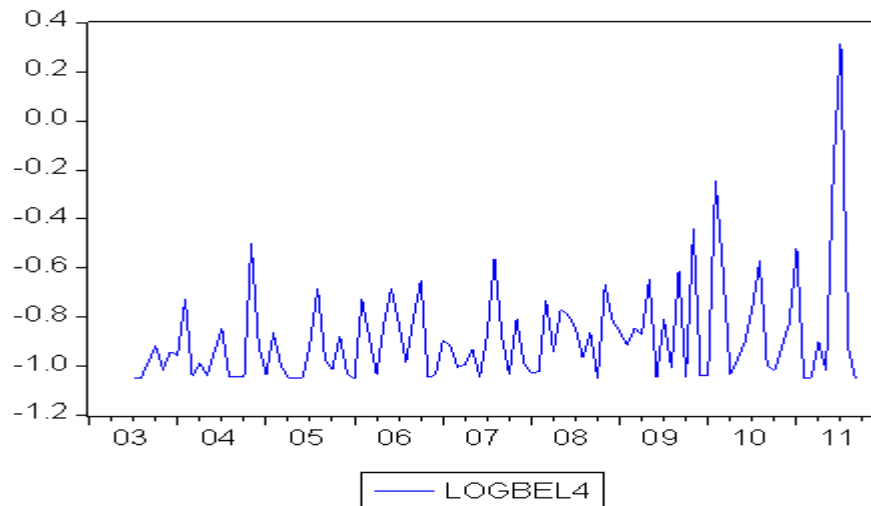
Değişkene ait Ng-Perron birim kök test sonuçları Tablo 3.10’da verilmiştir. Andrews gecikme uzunluğu 3.68 olarak bulunan değişkeninin düzey değerlerinin MZ_a , MZ_t , MSB ve MPT birim kök testlerinin tümü için % 1 ve % 5 anlamlılık düzeyinde durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Bu anlamlılık düzeylerinde MZ_a ve MZ_t test istatistiklerinin mutlak değerleri kritik değerin mutlak değerinden büyük olduğundan birim kök vardır şeklinde kurulan sıfır hipotezi reddedilmiştir. Benzer şekilde MSB ve MPT test istatistiklerinin kritik değerden küçük olması birim kök yoktur şeklinde kurulan sıfır hipotezinin reddedilememesine neden olmuştur. Böylece Incariyabeklenti değerlerinin “düzeyde durağan” olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.10. Lncariaybeklenti Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

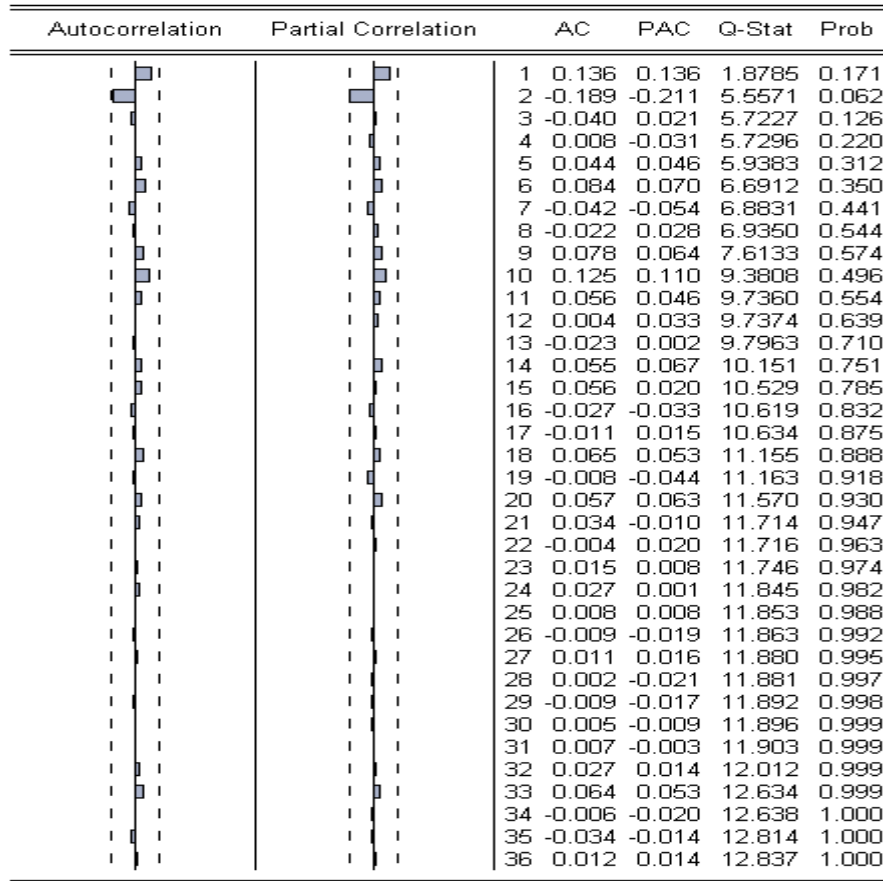
		MZ_{α}	MZ_t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-11.4621	-2.37257	0.20699	2.22272
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.303755

3.4.2.8. Enflasyon Belirsizliği

Enflasyon belirsizliği değişkeni bir sonraki kısımda kestirilmiş olan bir değişkendir. Fakat konunun bütünlüğünü bozmamak amacıyla değişkene ait durağanlık testine bu kısımda yer verilmiştir. Şekil 3.21’de grafiği verilen logaritması alınmış enflasyon belirsizliği değişkeninin; 2011 sonundaki aşırı yükselişleri dışında ortalama etrafında salındığı görülmektedir. Serinin genel seyri dikkate alındığında, açık bir mevsimsellik veya trend etkisi göze çarpmamaktadır.

**Şekil 3.21. Lnbelirsizlik Değişkenine Ait Zaman Serisi Grafiği**

Değişkenin korelogramı ise Şekil 3.22’de verilmiştir. Tüm AC ve PAC değerleri güven sınırları içinde kalan değişkenin, Q değerleri de otokorelasyon olmadığına işaret etmektedir. Enflasyon belirsizliğine ait hem zaman serisi grafiği hem de korelogram, değişkenin durağan bir yapıda olduğuna dair ipuçları vermektedir. Fakat daha kesin konuşabilmek için değişkene Ng-Perron testi yapmak gerekmektedir.



Şekil 3.22. Labeled Inflation Variable Ait Korelogram

Ng-Perron Birim Kök Testi sonuçları:

Labeled Inflation Variable'inin düzey değerleri için elde edilen Ng-Perron testi sonuçları Tablo 3.11’de verilmiştir. Değişkenin Andrews gecikme uzunluğu 0.638 olarak bulunmuş olup, MZ_{α} , MZ_t , MSB ve MPT birim kök testlerine göre tüm anlamlılık düzeylerinde “durağan” olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3.11. Lnbelirsizlik Değişkeninin Ng-Perron Birim Kök Testi Sonuçları

		MZ _α	MZ _t	MSB	MPT
Ng-Perron test istatistikleri		-36.9427	-4.29622	0.11629	0.66788
Asimptotik kritik değerler*	% 1	-13.8000	-2.58000	0.17400	1.78000
	% 5	-8.1000	-1.98000	0.23300	3.17000
	% 10	-5.7000	-1.62000	0.27500	4.45000
*Ng-Perron (2001, Tablo 1)					
HAC corrected variance (Bartlett kernel)					0.044526

Analizlerde kullanılacak değişkenlerin durağanlıkları araştırılmış ve durağan olmayanlar durağanlaştırılmışlardır. TÜFE yıllık değişim oranı, beklenen enflasyon oranı ve enflasyon belirsizliği düzeyde durağanken; TÜFE aylık değişim oranı mevsimsellikten arındırılarak durağanlaştırılmıştır. Döviz kuru, faiz oranı, M1 ve M2 para arzı değişkenleri 1. farkları alınarak durağanlaştırılırken; sanayi üretim endeksi, trendden arındırılarak durağanlaştırılmışlardır.

3.4.3. Enflasyon Belirsizliğinin Ölçülmesi

Çalışma kapsamında değişken olarak kullanılmış olan enflasyon belirsizliği, çalışmanın ilk başında enflasyon oranından elde edilen bir koşullu varyans modeli ile kestirilmiş, fakat tahmin modellerinde anlamlı sonuçlar vermediği görülmüştür. Bu nedenle enflasyon belirsizliği değişkeninin, sadece enflasyon oranıyla değil, enflasyon sürecine etki eden tüm değişkenlerle birlikte tanımlanarak ölçülmesi gündeme gelmiştir. Böylece enflasyon belirsizliği, enflasyon sürecinin koşullu varyansı olarak ölçülmüştür. Enflasyon oranı π_t olmak üzere, enflasyon için aşağıdaki gibi bir ARCH modeli tanımlanmıştır:

$$\pi_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n \alpha_i \pi_{t-i} + \sum_{i=0}^l \beta_i m_{t-i} + \sum_{i=0}^h \gamma_i r_{t-i} + \sum_{i=0}^k \delta_i y_{t-i} + \sum_{i=0}^s \varphi_i e_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

$$\varepsilon_t \mid \Omega_t \sim N(0, h_t^2)$$

$$h_t^2 = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (3.2)$$

Burada m para arzını, r faiz oranını, y sanayi üretim endeksini, e döviz kurunu, ε ise t tarihinde mevcut olan bilgi kümesi Ω 'ya dayanarak tahmin edilemeyen enflasyon şoklarını göstermektedir. Enflasyon şoklarını ε 'nin, normal dağılıma uyduğu ve geçmiş dönem öngörü hatalarının karesini de içeren z açıklayıcı değişkenlerin doğrusal fonksiyonu olarak modellenen değişen varyansa (h_t^2) sahip olduğu varsayılmaktadır.

ARCH modelinin uygulanabilmesi için öncelikle enflasyon denklemi tahmin edilerek varyansının değişken olup olmadığının test edilmesi gerekmektedir. Enflasyon modelinde yer alan değişkenlerin gecikme sayıları AIC kriterine göre belirlenmiştir. Para arzı olarak daha iyi sonuçlar verdiği için M1 para arzının kullanılması uygun görülmüştür. Denklemden kullanılan tüm değişkenler durağan halleriyle kullanılmıştır. Buna göre kestirilen enflasyon modelinin sonuçları Tablo 3.12'de verilmiştir.

Tablo 3.12. Enflasyon Modeli Kestirim Sonuçları (2003:02–2011:09)

Değişken	Katsayı	Katsayıların t-istatistiği
α_0	0.99***	6.41
α_1	0.19*	1.88
α_2	-0.18*	-1.80
α_3	-0.15	-1.45
α_4	-0.24**	-2.40
β_1	-5.65**	-2.51
γ_1	-0.06	-0.88
δ_1	0.79	0.93
φ_1	3.86**	2.01
R^2		0.24
F-istatistiği		3.50***

* % 10 düzeyinde anlamlı;

** % 5 düzeyinde anlamlı;

*** % 1 düzeyinde anlamlı.

$$\pi_t = 0.99 + 0.19\pi_{t-1} - 0.18\pi_{t-2} - 0.15\pi_{t-3} - 0.24\pi_{t-4} - 5.65m_t - 0.06r_t + 0.79y_t + 3.86e_t$$

şeklinde tahmin edilen denklemde para arzı ve döviz kuru değişkenleri anlamlı bulunmuştur. Döviz kuru beklendiği üzere pozitif çıkarken, para arzı negatif işarete sahiptir. Enflasyonun geçmiş enflasyon değerleri ile olan ilişkisinin de üçüncü gecikmeli değeri haricinde anlamlı

olduğu görülmektedir. Enflasyon denkleminin F istatistiği değeri %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

ARCH etkisinin test edilmesi:

Elde edilen enflasyon denkleminde ARCH etkisinin olup olmadığının test edilmesi için ARCH LM testi uygulanmış ve istatistik değeri 4.077 olarak elde edilmiştir. Enflasyon denkleminde elde edilen hata terimlerine uygulanan ARCH LM testi sonucuna göre, hata terimlerinin sabit varyansa sahip olduğunu öne süren sıfır ön savı % 5 anlamlılık düzeyinde reddedilmektedir. Hata terimlerinin varyansı değişken olduğu için, ‘ARCH modelleri ile modellenmesi gerekmektedir’ sonucuna ulaşılmıştır.

Enflasyon için kestirilen ARCH modelinin sonuçları ise Tablo 3.13’de verilmiştir. Kestirimler En Çok Olabilirlik Yöntemi ile elde edilmiştir.

Tablo 3.13. Enflasyon için ARCH Modelinin Kestirim Sonuçları

Değişken	Katsayı	Katsayıların t-istatistiği
α_0	0.98***	6.37
α_1	0.20*	1.70
α_2	-0.15	-1.25
α_3	-0.17	-1.31
α_4	-0.25**	-2.37
β_1	-5.77**	-2.36
γ_1	-0.08	-1.15
δ_1	0.92	1.16
φ_1	4.23**	2.77
Varyans Denklemi		
ϕ_0	0.35***	4.43
ϕ_1	0.21**	2.10

* %10 düzeyinde anlamlı;

** %5 düzeyinde anlamlı;

*** 1% düzeyinde anlamlı.

Tablo 3.13’den görüldüğü üzere tahmin edilen denklemde döviz kuru değişkeni anlamlı ve beklendiği üzere pozitif bulunmuştur. Diğer anlamlı değişken olan para arzı ise negatif işarete sahiptir. Enflasyonun bir dönem ve dört dönem gecikmeli değerlerinin de anlamlı olduğu görülmektedir.

Koşullu varyans denklemindeki katsayılar anlamlı bulunmuştur. ARCH denkleminin anlamlı olabilmesi için iki tane kısıt söz konusudur. Bunlardan birisi koşullu varyans denklemindeki tüm parametrelerin pozitif olması, diğeri ise sabit terim hariç tüm parametrelerin toplamının 1'den küçük olması kısıtlılığdır. Tablo 3.13'den görüldüğü üzere her iki koşul da yerine getirilmiş, böylece kestirilen ARCH modelinin anlamlı olduğu sonucuna varılmıştır. Buna göre enflasyonun belirsizliği serisi oluşturulmuş, sonraki analizlerde kullanılmıştır.

3.4.4. VAR Analizi Uygulaması

TÜFE aylık ve yıllık değişim değerleri kullanılarak, M1 ve M2 para arzı için VAR modelleri oluşturulmuş, en iyi tahmini veren model seçilmiştir. Bu modelde kullanılan değişkenler,

1. TÜFE yıllık değişim oranları
2. Döviz Kuru
3. Sanayi Üretim Endeksi
4. Faiz Oranları
5. M2 Para Arzı
6. Beklenen Enflasyon Oranları
7. Enflasyon Belirsizliği

şeklindedir.

Her değişkenin durağan olduğu mertebede yer aldığı VAR modelinin analizine geçmeden önce Granger Nedensellik Testi kullanılarak karşılıklı ilişkiler ortaya çıkarılmaya çalışılmıştır. Edinilen bilgi yardımıyla VAR modeline sokulacak değişkenlerin içsellik sıralaması yapılacaktır.

3.4.4.1. Granger Nedensellik Testleri

Bu aşamada değişkenlerin ikili olarak nedenselliklerine bakılırken öncelikle gecikme uzunlukları hesaplanmış, daha sonra test kısmına geçilmiştir. Tablo 3.14’de, FPE, AIC, SC ve HQ kriterlerine göre bulunan uygun gecikme sayıları verilmiştir. Bu gecikme sayıları kullanılarak Granger Nedensellik Testi yapılmıştır.

Tablo 3.14. Değişkenlerin Gecikme Uzunlukları

Gecikme Uzunlukları	FPE	AIC	SC	HQ
TÜFE –Belirsizlik	3	3	1	3
TÜFE- Döviz Kuru	3	3	1	2
TÜFE-Beklenen Enflasyon Oranı	3	3	1	3
TÜFE -Faiz Oranı	3	3	1	1
TÜFE -M2 Para Arzı	1	1	1	1
TÜFE-Sanayi Üretim Endeksi	3	3	1	1
Faiz Oranı-Döviz Kuru	4	4	1	4
Faiz Oranı-Belirsizlik	2	2	1	2
Faiz Oranı- Beklenen Enflasyon Oranı	2	2	1	1
Faiz Oranı-M2 Para Arzı	1	1	1	1
Faiz Oranı-Sanayi Üretim Endeksi	2	2	1	1
Döviz Kuru-Belirsizlik	2	2	0	2
Döviz Kuru- Beklenen Enflasyon Oranı	2	2	2	2
Döviz Kuru- M2 Para Arzı	3	3	1	1
Döviz Kuru -Sanayi Üretim Endeksi	2	2	2	2
Belirsizlik- Beklenen Enflasyon Oranı	2	2	2	2
Belirsizlik- M2 Para Arzı	2	2	0	2
Belirsizlik- Sanayi Üretim Endeksi	2	2	1	1
Beklenen Enflasyon Oranı- M2 Para Arzı	2	2	1	1
Beklenen Enflasyon Oranı- Sanayi Üretim Endeksi	8	8	1	8
M2 Para Arzı- Sanayi Üretim Endeksi	2	2	1	2

Tablo 3.14’de verilen ikili değişkenlerin karşılıklı Granger nedensellik ilişkisi test edilmiş, toplu sonuçlar Tablo 3.15’de verilmiştir. Değişken ikililerinin bulunan uygun gecikme sayılarına göre testleri gerçekleştirilmiş ve kullanılan gecikme sayıları belirtilmiştir.

Tablo 3.15. Değişkenlerin Granger Nedensellik Test Sonuçları

Sıfır Hipotezi	Kullanılan Gecikme Uzunluğu	F İstatistik Değeri	<i>p</i> değeri
TÜFE, Belirsizliğin Granger Nedeni Değildir.	3	2.60**	0.05
Belirsizlik, TÜFE'nin Granger Nedeni Değildir.	3	0.44	0.72
TÜFE, Döviz Kurunun Granger Nedeni Değildir.	3	1.21	0.31
Döviz Kuru, TÜFE'nin Granger Nedeni Değildir.	3	0.45	0.72
TÜFE, Beklenen Enflasyon Oranının Granger Nedeni Değildir.	3	1.57	0.20
Beklenen Enflasyon Oranı, TÜFE'nin Granger Nedeni Değildir.	3	2.51*	0.06
TÜFE, Faiz Oranının Granger Nedeni Değildir.	3	1.43	0.24
Faiz Oranı, TÜFE'nin Granger Nedeni Değildir.	3	4.58**	0.01
TÜFE, M2 Para Arzının Granger Nedeni Değildir.	1	0.28	0.60
M2 Para Arzı, TÜFE'nin Granger Nedeni Değildir.	1	0.09	0.76
TÜFE, Sanayi üretim Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	1	0.04	0.83
Sanayi Üretim Endeksi, TÜFE'nin Granger Nedeni Değildir.	1	4.20**	0.04
Faiz Oranı, Döviz Kurunun Granger Nedeni Değildir.	4	3.83**	0.00
Döviz Kuru, Faiz Oranının Granger Nedeni Değildir.	4	2.48**	0.05
Faiz Oranı, Belirsizliğin Granger Nedeni Değildir.	2	2.65*	0.07
Belirsizlik, Faiz Oranının Granger Nedeni Değildir.	2	0.22	0.80
Faiz Oranı, Beklenen Enflasyon Oranının Granger Nedeni Değildir.	2	1.19	0.31
Beklenen Enflasyon Oranı, Faiz Oranının Granger Nedeni Değildir.	2	0.75	0.48
Faiz Oranı, M2 Para Arzının Granger Nedeni Değildir.	1	1.98	0.16
M2 Para Arzı, Faiz Oranının Granger Nedeni Değildir.	1	0.16	0.69

Tablo 3.15'in Devamı

Faiz Oranı, Sanayi Üretim Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	1	4.25**	0.04
Sanayi Üretim Endeksi, Faiz Oranının Granger Nedeni Değildir.	1	2.80*	0.09
Döviz Kuru, Belirsizliğin Granger Nedeni Değildir.	2	0.58	0.56
Belirsizlik, Döviz Kurunun Granger Nedeni Değildir.	2	0.25	0.78
Döviz Kuru, Beklenen Enflasyon Oranının Granger Nedeni Değildir.	2	0.08	0.93
Beklenen Enflasyon Oranı, Döviz Kurunun Granger Nedeni Değildir.	2	0.24	0.79
Döviz Kuru, M2 Para Arzının Granger Nedeni Değildir.	3	3.87**	0.01
M2 Para Arzı, Döviz Kurunun Granger Nedeni Değildir.	3	0.64	0.60
Döviz Kuru, Sanayi Üretim Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	2	2.85*	0.06
Sanayi Üretim Endeksi, Döviz Kurunun Granger Nedeni Değildir.	2	0.95	0.39
Belirsizlik, Beklenen Enflasyon Oranının Granger Nedeni Değildir.	2	0.53	0.59
Beklenen Enflasyon Oranı, Belirsizliğin Granger Nedeni Değildir.	2	3.50**	0.03
Belirsizlik, M2 Para Arzının Granger Nedeni Değildir.	2	5.51**	0.005
M2 Para Arzı, Belirsizliğin Granger Nedeni Değildir.	2	0.20	0.82
Belirsizlik, Sanayi Üretim Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	2	0.54	0.58
Sanayi Üretim Endeksi, Belirsizliğin Granger Nedeni Değildir.	2	0.21	0.81
Beklenen Enflasyon Oranı, M2 Para Arzının Granger Nedeni Değildir.	1	0.48	0.49

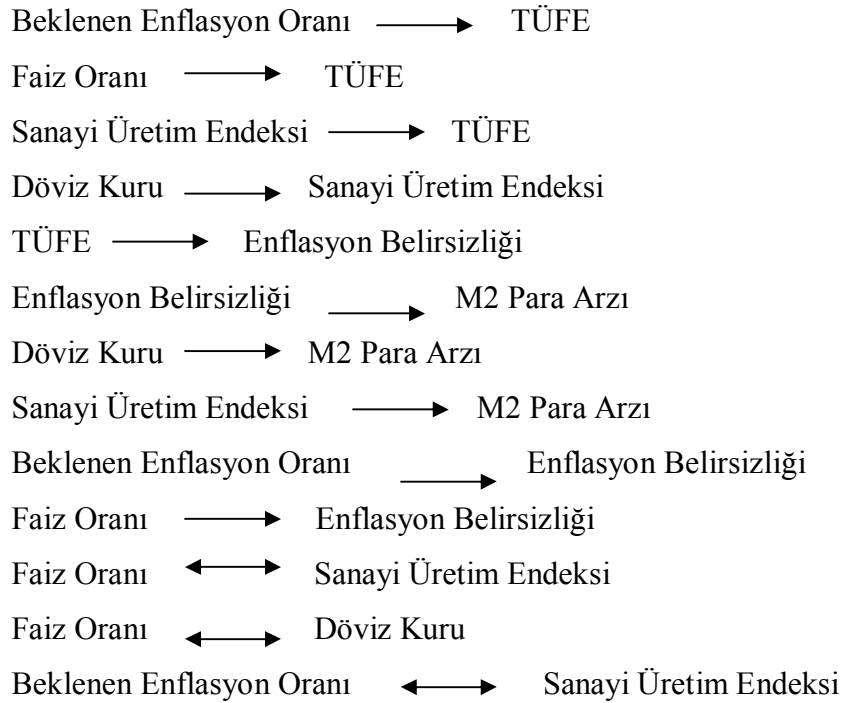
Tablo 3.15'in Devamı

M2 Para Arzı, Beklenen Enflasyon Oranının Granger Nedeni Değildir.	1	0.45	0.51
Beklenen Enflasyon Oranı, Sanayi Üretim Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	8	4.36**	0.003
Sanayi Üretim Endeksi, Beklenen Enflasyon Oranının Granger Nedeni Değildir.	8	3.16**	0.00
M2 Para Arzı, Sanayi Üretim Endeksinin Granger Nedeni Değildir.	2	1.26	0.29
Sanayi Üretim Endeksi, M2 Para Arzının Granger Nedeni Değildir.	2	2.53*	0.08

* % 10 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilir.

** % 5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilir.

% 5 ve % 10 anlamlılık düzeyleri için sıfır hipotezinin reddedildiği durumlar,



şeklinde özetlenmiştir.

Beklenildiği üzere iktisadi değişkenler enflasyonla ve birbirleriyle etkileşim halindedirler. Beklenen enflasyon, faiz oranı ve sanayi üretim endeksinin doğrudan enflasyonun nedeni olduğu görülmektedir. Döviz kuru ise sanayi üretim endeksi aracılığı ile enflasyon oranını etkilemektedir. Döviz kuru, sanayi üretim endeksinin nedeni iken sanayi üretim endeksi de enflasyona neden olmaktadır. Enflasyon oranı, enflasyon belirsizliği yaratırken; enflasyon belirsizliği de M2 para arzının nedenidir. Enflasyon oranının, enflasyon dinamikleriyle dolaylı veya direkt etkileşimleri bu şekilde olup, dinamiklerin birbirleriyle olan ilişkileri ise bazen tek yönlü bazen çift yönlüdür. Sanayi üretim endeksi ve döviz kuru, M2 para arzının nedeni iken, beklenen enflasyon oranı ve faiz oranı da enflasyon belirsizliğinin nedenidir. Faiz oranı ile sanayi üretim endeksi ve döviz kuru arasında karşılıklı nedensellik ilişkisi bulunmaktadır. Benzer şekilde beklenen enflasyon oranı ile sanayi üretim endeksi arasında da çift yönlü ilişki söz konusudur.

Yukarıdaki bilgiler ışığında, modelde içsellik sıralaması en kuvvetliden en zayıfa doğru Faiz Oranı, Beklenen Enflasyon Oranı, Döviz Kuru, Sanayi Üretim Endeksi, Tüfe Oranı, Enflasyon Belirsizliği ve M2 Para Arzı şeklinde oluşturulmuştur. Sıralama VAR analizi tahmin sonuçlarını değiştirmemekle birlikte Etki Tepki Fonksiyonları ve Varyans Ayırıştırması Analizi sonuçları açısından önem arz etmektedir.

3.4.4.2. VAR Modeli İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Bu aşamada VAR modelleri için uygun gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Bu amaçla FPE, AIC, SC ve HQ kriterleri kullanılmıştır. Kısa gecikme uzunluklarıyla yapılan kestirimlerin genelde uzun gecikme uzunluklarıyla yapılanlara göre daha başarılı sonuçlar vermesi nedeniyle tahmin edilen katsayı sayısını, kestirim gücünü azaltmadan, en aza indirebilmek amaçlanmaktadır (Hafer ve Sheehan, 1987, s. 14). Modellerin gecikme uzunlukları bu bağlamda değerlendirilmiş ve belirlenmiştir.

Tablo 3.16’da uygun gecikme uzunlukları görülmektedir. İki gecikme ile kestirilen VAR modelinin varsayımları yerine getirmesi ve kestirim gücünün iyi olması nedeniyle daha yüksek dereceden gecikme kullanılmasına gerek görülmemiş ve uygun gecikme sayısı 2 olarak belirlenmiştir. Sims (1980)’nin makalesinde önerdiği gibi tüm değişkenler aynı gecikme sayısı ile modele sokulmuştur. Mart 2004-Haziran 2011 dönemi için kestirilen VAR modelinin kestirim sonuçları Ek-1’de verilmiştir.

Tablo 3.16. VAR Modeli İçin Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme sayısı	FPE	AIC	SC	HQ
0	6.02e-11	-3.668289	-3.462837	-3.585803
1	6.37e-12	-5.918358	-4.274745*	-5.258472*
2	6.02e-12*	-6.000067	-2.918293	-4.762782
3	6.64e-12	-5.966264	-1.446327	-4.151578
4	1.28e-11	-5.440140	0.517958	-3.048055
5	1.50e-11	-5.507597	1.888663	-2.538112
6	1.98e-11	-5.594259	3.240161	-2.047375
7	2.94e-11	-5.767481	4.505101	-1.643197
8	3.81e-11	-6.403438*	5.307306	-1.701753

3.4.4.3. Tahmin Edilen VAR Modelinin Uygunluk Sınaması

Tahmin edilen VAR modelinin uygun olup olmadığını belirlemek amacıyla otokorelasyon, değişen varyanslılık ve durağanlık sınamaları yapılmıştır. Otokorelasyon sınaması için Breusch-Godfrey testi ve değişen varyanslılık sınaması için White Testi kullanılmış, modelin bütün olarak durağanlığı ise modelden elde edilen karakteristik polinomunun ters köklerine bakılarak sınanmıştır.

3.4.4.3.1. Otokorelasyonun Sınanması

Breusch-Godfrey Testi'nin sonuçları Tablo 3.17'de görülmektedir. Belirtilen gecikmede otokorelasyon olmadığı şeklinde kurulan H_0 hipotezi, belirtilen tüm gecikmeler için % 5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir.

Tablo 3.17. Otokorelasyon Sınaması Sonuçları

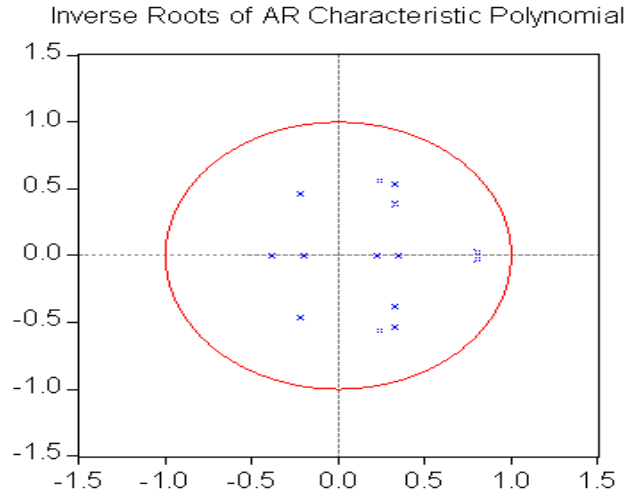
Gecikme sayısı	LM- istatistikleri	<i>p</i> değeri
1	65.27621	0.0575
2	56.41010	0.2176
3	62.17055	0.0980
4	31.61816	0.9745
5	41.07787	0.7822
6	43.71878	0.6865
7	37.56394	0.8832
8	34.10607	0.9476

3.4.4.3.2. Değişen Varyanslılık Sınaması

Değişen varyanslılık sınaması için White Testi kullanılmış; serbestlik derecesi 784 olmak üzere, χ^2 değeri 796.46 ve *p* değeri 0.37 olarak bulunmuştur. Sabit varyansı ifade eden H_0 hipotezi, %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiştir.

3.4.4.3.3. Durağanlık Sınaması

Modelden elde edilen karakteristik polinomunun ters kökleri birim çemberin içinde yer alıyorsa, VAR süreci durağandır, denilir. Modelin birim kök çemberi, Şekil 3.23’de görülmektedir. Tüm birim kökler çemberin içinde yer aldığı için VAR sistemi durağandır.



Şekil 3.23. Modelin Birim Kök Çemberi

3.4.4.4. VAR Modelinin Tahmin Sonuçları

TÜFE aylık ve yıllık, M1 ve M2 para arzı değişkenleri kullanılarak çeşitli VAR modeli denemeleri yapılmış ve incelenen dönemde daha iyi tahminler vermesi açısından TÜFE yıllık değişim oranlarının kullanıldığı ve yukarıda anlatılan modele karar verilmiştir. Modelin kestirim aralığı olan Ocak 2004-Haziran 2011 döneminin RMSE değeri 0.749'dur. Modelin 3 aylık statik tahmin değerleri hesaplanarak Tablo 3.18'de verilmiştir. Bu 3 aylık tahmin dönemi de dahil edildiğinde Ocak 2004-Eylül 2011 dönemine ait RMSE değeri 0.753 olmaktadır.

Kestirilen modelin tahmin sapmaları bu 3 aylık dönem için negatif olmuştur. Modelin tahminleri gerçekleşen enflasyondan daha yüksek çıkmıştır. Gerçekleşen enflasyonda Ağustos ayında yaşanan artış ve hemen ardından gelen azalış tahminlere başarılı bir şekilde yansımıştır. Özellikle 1 ay ve 3 ay sonraki tahminler gerçekleşene çok yakın değerler almıştır.

Tablo 3.18. Model Tahmin Değerleri

	TÜFE Yıllık Değişim Oranı Gerçekleşen Değerler	TÜFE Yıllık Değişim Oranı Tahmin Değerleri	Tahmin Sapmaları
Temmuz 2011	6.31	6.65	-0.34
Ağustos 2011	6.65	7.41	-0.76
Eylül 2011	6.15	6.56	-0.41

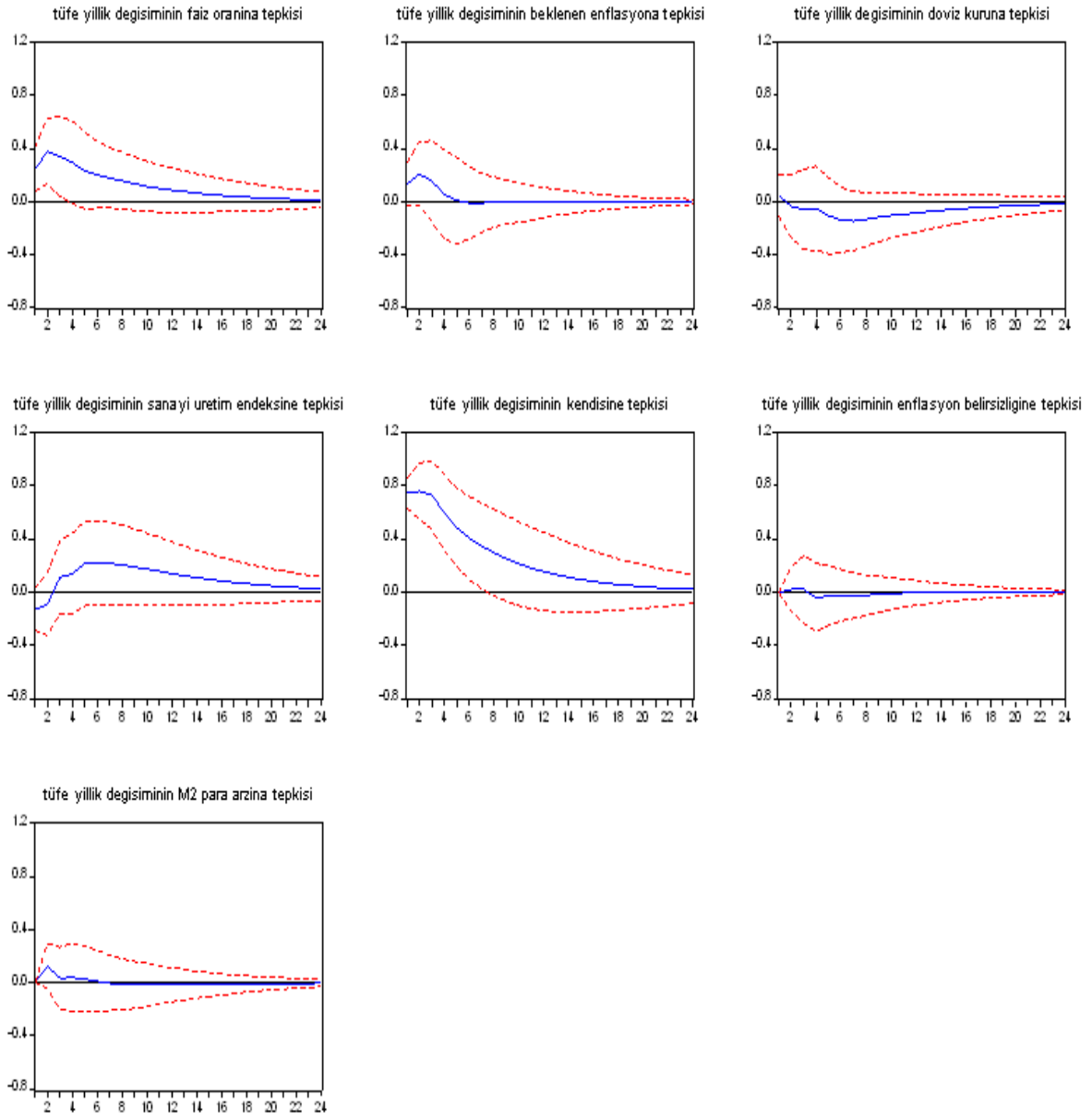
Bundan sonraki kısımlarda, Etki Tepki Fonksiyonu ile şoklar karşısında endojen değişkenlerin verdiği reaksiyonlar; Varyans Ayırıştırması ile de şokların nispi önemliliği araştırılacaktır (Warne, 2004, s. 5).

3.4.4.5. Etki Tepki Fonksiyonları

Etki Tepki Fonksiyonları ile modelde bulunan değişkenlerden birine bir birimlik şok uygulandığında hem kendisi hem de diğer değişkenlerin bu değişime vermiş olduğu tepkiler gözlemlenir. Bu kısımda enflasyonun, enflasyon dinamiklerine ait hangi şoklardan etkilendiği ve bu şokların etkisinin ne kadar sürede sönüğü incelenecektir. Öngörü dönemi olarak 24 aylık süre alınmış olup, Şekil 3.24’de sonuçlar sergilenmektedir.

Tahmin edilen etki-tepki katsayıları etrafında güven sınırlarının da yer alması etki-tepki fonksiyonlarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadığını ifade etmektedir. Alt ve üst bandın aynı işareti taşıyor olması, tepkinin %95 güvenilirlik düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğuna işaret etmektedir.

Şekil 3.24’den görüldüğü üzere, Faiz oranında meydana gelecek bir standart sapmalık şoka karşı TÜFE yıllık değişim oranının ilk 4 aylık dönemde pozitif ve anlamlı bir tepki verdiği görülmektedir. Bu dönemde faiz oranında meydana gelen şok enflasyon oranını arttırıcı etki yapar. TÜFE yine kendinde meydana gelecek bir standart sapmalık şoka, ilk 7 aylık dönemde artış şeklinde tepki vermektedir. Enflasyonun bu iki tepkisi dışında anlamlı bir tepkisi bulunmamaktadır.



Şekil 3.24. Etki-Tepki Fonksiyonları

3.4.4.6. Varyans Ayrıştırması

Varyans Ayrıştırması, değişkenlerin öngörü hata varyanslarının % kaçının kendi gecikmesi, % kaçının diğer değişkenler tarafından açıklandığının belirlenmesinde kullanılan bir yöntemdir. TÜFE değişkenine ait 24 dönemlik Varyans Ayrıştırması sonuçları, Tablo 3.19’da görülmektedir.

TÜFE aylık değişimin öngörü hata varyansının en büyük açıklayıcısı kısa ve uzun dönemde kendisi olmuştur. İlk ayda %85 olan açıklama oranı, 2. ayda %78.92, uzun dönemde ise %68 civarındadır. Bu durum enflasyon ataleti olabileceği anlamına gelmektedir.

Enflasyonun kendisinden sonra 1. aydaki en büyük açıklayıcısı faiz oranıdır. Bu durum Etki Tepki Fonksiyonları ile örtüşmektedir. Faiz oranının, enflasyonun öngörü hata varyansını açıklama oranı artarak devam etmiş ve uzun dönemde %15.5 oranına ulaşmıştır. Kısa dönemde açıklama oranı düşük olan sanayi üretim endeksi, uzun dönemde enflasyonun faiz oranından sonra gelen en önemli diğer açıklayıcısı olmuş ve varyansını %11.3 oranında açıklamıştır.

Diğer enflasyon dinamikleri enflasyonun öngörü hata varyansını açıklamakta zayıf kalmıştır. Beklenen enflasyon oranı, hem kısa hem de uzun dönemde ortalama %2 seviyesinde değer alırken, döviz kuru kısa dönemde yetersiz kalmış, fakat uzun dönemde %2 seviyesini yakalamıştır. Enflasyon belirsizliği ve M2 para arzı, Granger Nedensellik Testi sonuçlarından da beklenildiği üzere enflasyonun öngörü hata varyansını hemen hemen hiç açıklamamaktadırlar.

3.4.5. ARDL Sınır Testi Uygulaması

Çalışmanın bu aşamasında ARDL Sınır Testi kullanılarak, değişkenler arasındaki uzun ve kısa dönem ilişkiler araştırılacaktır. Daha önceki bölümlerde değişkenlerin durağanlıkları araştırılmış ve hepsinin aynı dereceden durağan olmadıkları ortaya çıkmıştı. Engle-Granger ve Johansen Eşbütünleşme Testleri, sadece bütünleşme dereceleri aynı olan değişkenler arasındaki eşbütünleşmeyi test edebilmektedir. Pesaran vd. (2001) tarafından geliştirilen Wald ve F istatistiğine dayalı sınır testi yaklaşımı ise değişkenlerin derecelerini dikkate almadan değişkenlerin düzey değerleri arasında eşbütünleşme ilişkisi olup olmadığını test edebilmektedir.

Bu kısımda hem aylık hem de yıllık TÜFE değişim oranları kullanılarak ARDL modelleri kurulmuştur. Hem M1 hem de M2 para arzı değerleri kullanılarak modeller kestirilmiş, TÜFE aylık değişim oranıyla kurulan modelde, M1 para arzı; TÜFE yıllık değişim oranıyla kurulan modelde ise M2 para arzı anlamlı çıktığı için tercih edilmiştir. Kestirilen her iki denklemde de uzun dönemde eşbütünleşme ilişkisi olduğu tespit edilmiştir. Zira her iki denklemde de ECM katsayısı anlamlı ve negatif bulunmuştur.

3.4.5.1. TÜFE Aylık Değişim Değerleri ile Kurulan ARDL Modeli

3.4.5.1.1. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması

Sınır Testi yaklaşımında öncelikle gecikme uzunluklarının belirlenmesi gerekmektedir. Gecikme uzunluklarının belirlenmesinde maksimum gecikme uzunluğu 6 olarak alınmış ve her gecikme için AIC (Akaike Bilgi Kriteri) ve SC (Schwarz Bilgi Kriteri) değerleri hesaplanmıştır. Ayrıca hata teriminde ardışık bağımlılık olup olmadığı Breusch-Godfrey otokorelasyon testi kullanılarak araştırılmıştır. Test, 1 gecikme için yapılmıştır. Tablo 3.20’de sonuçlar görülmektedir.

Tablo 3.20. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme sayısı	AIC	SC	LM(1)	LM(1) p değeri
1	1.90	2.46	3.46	0.07
2	1.92	2.67	3.24	0.08
3	1.99	2.93	0.10	0.76
4	2.09	3.23	1.03	0.31
5	2.15	3.48	0.01	0.99
6	1.90	3.44	0.05	0.84

Tablo 3.20’den görüldüğü üzere en küçük AIC ve SC değeri 1 gecikme sayısı için elde edilmiştir. Ayrıca hiçbir gecikme sayısı için %5 anlamlılık düzeyinde otokorelasyon bulunmamaktadır.

Bir gecikmeyle denklem tahmin edilmiş ve sonrasında eşbütünleşme ilişkisinin varlığı test edilmiştir. Tablo 3.21, tahmin edilen denklemin hesaplanan F istatistik değeri ile Pesaran vd. (2001, s. 300)’den alınan kritik değerlerini göstermektedir. Modelin F değeri 9.756 olarak hesaplanmış, bu değer ise %5 anlamlılık düzeyinde kritik değerin üst sınırı olan 3.61 değerini aşmıştır. Bu sonuç, ele alınan yedi değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin bulunduğu anlamına gelmektedir. Bu sonucun diğer bir anlamı da bu değişkenlerin düzey değerleriyle yapılacak analizde sahte regresyon sorunu olmayacağıdır.

Tablo 3.21. Sınır Testi Sonuçları

k (denklemdaki bağımsız değişken sayısı)	F istatistiği	Kritik değer** (%5 anlam düzeyinde)	
		Alt sınır	Üst sınır
6	9.756	2.45	3.61

**F kritik sınır değerleri Pesaran vd.(2001, s. 300) çalışmasındaki tablo CI (iii), case III’den alınmıştır.

3.3.5.1.2. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkilerini belirlemek için ARDL modeli kurulmuştur. Öncelikle ARDL modelinde değişkenlerin hangi gecikmeyle kullanacağını belirlemek gerekmektedir. Modelde gecikme uzunlukları AIC bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmıştır. Bulunan gecikme uzunlukları, düzey gecikme uzunlukları olduğundan kestirilecek olan fark modeli için birer azaltılarak kullanılmıştır. Sonuç olarak ARDL(3,3,0,1,0,1,2) modelinin tahmin edilmesine karar verilmiştir. Tablo 3.22’de ARDL(3,3,0,1,0,1,2) modelinin tahmin sonuçları görülmektedir.

Tablo 3.22. ARDL (3,3,0,1,0,1,2) Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
c	-0.119990	-0.187840
dtüfe(-1)	0.278101*	1.651911
dtüfe(-2)	0.162031	1.104500
dtüfe(-3)	0.059396	0.496036
dsue	0.129958	0.126029
dsue(-1)	0.868663	0.657561
dsue(-2)	-0.328610	-0.283450
dsue(-3)	-1.473300*	-1.628520
dml	-7.270230***	-2.700860
dfaiz	0.031338	0.446609
dfaiz (-1)	0.020926	0.304614
ddov	4.408806**	2.297773
dbek	0.519105***	4.620213
dbek(-1)	0.278306**	1.982942
dbel	0.874883*	1.621590
dbel(-1)	0.663921*	1.638953
dbel(-2)	0.521543*	1.593745
tüfe(-1)	-1.268830***	-4.875700
sue(-1)	0.648438	0.635679
ml(-1)	-7.497650**	-1.790200

Tablo 3.22'nin Devamı

faiz(-1)	0.032107	0.339143
dov(-1)	1.575336	0.676622
bek(-1)	0.316984*	1.744278
bel(-1)	-1.430300**	-2.150820
R^2	0.734506	
$F - istatistiği$	8.660537***	

*, ** ve *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerinde anlamlıdır.

Kestirilen denklemden y_{t-1} çekilerek uzun dönem ilişkisi:

$$TUF E_{t-1} = -1.13BEL_{t-1} + 0.25BEK_{t-1} + 1.24DOV_{t-1} + 0.02FAIZ_{t-1} - 5.91M1_{t-1} + 0.51SUE_{t-1} \quad (3.3)$$

şeklinde elde edilmiştir. Burada; TUF E: tufe aylık değişim oranları; BEL: enflasyon belirsizliği; BEK: beklenen enflasyon oranları; DOV: döviz kuru; FAİZ: faiz oranı; M1:M1 para arzı; SUE: sanayi üretim endeksidir (durağan olmayan değişkenler durağanlaştırılarak kullanılmıştır).

Uzun dönem katsayıları, aynı zamanda esneklikleri ifade etmektedirler. Uzun dönemde enflasyon artışını en çok tetikleyen değişken döviz kuru olup, onu sanayi üretim endeksi, beklenen enflasyon ve çok düşük bir oranla faiz oranı takip etmektedir. Döviz kurunda meydana gelen %1'lik bir artış, TÜFE aylık değişiminde %1.24 oranında bir artış meydana getirirken; sanayi üretim oranı ve beklenen enflasyon oranında meydana gelen %1'lik artış ise sırasıyla %0.51 ve %0.25'lik bir artışa neden olmaktadır. Uzun dönemde para arzı ve belirsizliğin enflasyonu düşürücü etkiye sahip olduğu görülmektedir. M1 para arzında meydana gelen %1'lik artış, uzun vadede TÜFE aylık değişim oranında %5.91; enflasyon belirsizliğinde meydana gelen %1'lik artış ise %1.13 oranında azalışa neden olmaktadır.

3.4.5.1.3. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise hata düzeltme modeli ile elde edilmiştir. Hata düzeltme denklemi, ARDL denkleminde elde edilen Denge Hatası (Hata Düzeltme Terimi) (ECM) kullanılarak elde edilmiştir. Kısa dönem denklemi kestirim sonuçları Tablo 3.23'de verilmiştir.

Tablo 3.23. ARDL (3,3,0,1,0,1,2) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
c	0.563511***	2.613533
dtüfe(-1)	-0.282300**	-1.923370
dtüfe(-2)	-0.210310*	-1.689580
dtüfe(-3)	-0.099570	-0.816280
dsue	0.167077	0.154931
dsue(-1)	1.066952	0.895096
dsue(-2)	-1.373810	-1.261500
dsue(-3)	-1.639830*	-1.786330
dml	-3.643030**	-1.968870
dfaiz	0.015653	0.256328
dfaiz(-1)	0.050400	0.790589
ddov	3.199366*	1.907750
dbek	0.420483***	3.762433
dbek(-1)	0.439409***	3.688696
dbel	-0.728390**	-2.358580
dbel(-1)	-0.526490*	-1.675930
dbel(-2)	-0.263600	-0.769230
ECM	-0.314700***	-2.773230
R^2	0.637778	
$F - istatistiği$	8.078671***	

*, ** ve *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerinde anlamlıdır.

Tablo 3.23’de görüldüğü üzere, enflasyonun kısa dönem ARDL denkleminde, TÜFE’nin birinci ve ikinci dönem gecikmeli değerleri ile sanayi üretim endeksi, döviz kuru, M1 para arzı değişkenleri anlamlı bulunmuştur. Ayrıca beklenen enflasyon ve enflasyon belirsizliği değişkenlerinin düzey ve birinci dönem gecikmeli değerlerinin de anlamlı olduğu görülmektedir. Sadece faiz değişkeninin anlamlı bulunamadığı denklemin, R^2 değeri %63.8 olup, kısa dönem ilişkisi %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur.

ECM denge katsayısı anlamlı ve beklendiği gibi negatif çıkmıştır. Bu durum uzun dönemde dengenin sağlanabileceği anlamına gelmektedir.

3.4.5.1.4. TÜFE Aylık Değişim Oranlarıyla Kurulan ARDL Modelinin Tahmin Sonuçları

Uzun dönem ilişkisi,

$$TUF E_{t-1} = -1.13BEL_{t-1} + 0.25BEK_{t-1} + 1.24DOV_{t-1} + 0.02FAIZ_{t-1} - 5.91M1_{t-1} + 0.51SUE_{t-1}$$

olarak bulunmuştur.

Model, Temmuz 2003- Haziran 2011 dönemi için kestirilmiş; Temmuz 2011-Eylül 2011 dönemi için tahmin sonuçları Tablo 3.24’de verilmiştir. Modelin dönem içi RMSE değeri 0.657382 olup 3 aylık tahmin değerleri dahil olmak üzere, Temmuz 2003- Eylül 2011 dönemi için hesaplanan RMSE değeri ise 0.653949 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 3.24. ARDL Modeli Tahminleri

	TÜFE Aylık Değişim Oranı Gerçekleşen Değerler	TÜFE Aylık Değişim Oranı Tahmin Değerleri	Tahmin Sapmaları
Temmuz 2011	-0.41	-0.410600	0.000598
Ağustos 2011	0.73	0.726452	0.003548
Eylül 2011	0.75	1.241639	-0.491640

Kestirilen model, Temmuz ve Ağustos ayları için gerçekleşen enflasyon oranının neredeyse aynısını tahminlemiştir. Eylül ayı için de iyi bir tahmin değeri veren model, bu ay için gerçekleşenin üzerinde değer almıştır. Gerçekleşen enflasyonda Ağustos ve Eylül aylarında yaşanan artışın, tahminlere başarılı bir şekilde yansdığı görülmektedir.

3.4.5.2. TÜFE Yıllık Değişim Oranları ile Kurulan ARDL Modeli

3.4.5.2.1. Eşbütünleşme İlişkisinin Araştırılması

Model için uygun gecikme uzunluklarının belirlenmesinde AIC ve SC kriterleri kullanılmış olup maksimum gecikme uzunluğu 6 olarak alınmıştır. Gecikme uzunluklarına ait AIC ve SC kriter değerleri ve 1 gecikme için LM testi sonuçları Tablo 3.25’de verilmiştir.

Tablo 3.25. Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

Gecikme sayısı	AIC	SC	LM(1)	LM(1) <i>p</i> değeri
1	2.50	3.08	0.47	0.50
2	2.43	3.21	0.32	0.57
3	2.55	3.53	0.23	0.63
4	2.60	3.78	0.54	0.47
5	2.66	4.05	4.90	0.03
6	2.62	4.22	1.83	0.18

Tablo 3.25’den görüldüğü üzere en küçük AIC değeri, 2; SC değeri ise 1 gecikme sayısı için elde edilmiştir. Hiçbir gecikme sayısı için %1 anlamlılık düzeyinde otokorelasyona rastlanmazken, %5 anlamlılık düzeyi için ise sadece 5 gecikme için otokorelasyonun varlığı saptanmıştır.

Bir gecikmeyle denklem tahmin edilerek eşbütünleşme ilişkisi araştırılmıştır. Tablo 3.26, tahmin edilen denklemin hesaplanan F istatistik değeri ile Pesaran vd. (2001, s. 300)’den alınan kritik değerlerini göstermektedir. Tahmin edilen modelin F değeri 3.74 olarak hesaplanmış, bu değer ise % 5 anlamlılık düzeyinde kritik değerin üst sınırı olan 3.61 değerini aşmıştır. Sonuç olarak ele alınan yedi değişken arasında eşbütünleşme ilişkisinin olduğu, yani bu değişkenler arasında uzun dönemli ilişkinin bulunduğu anlaşılmaktadır. Bu sonucun diğer bir anlamı da bu değişkenlerin düzey değerleriyle yapılacak analizde sahte regresyon sorunu olmayacağıdır.

Tablo 3.26. Sınır Testi Sonuçları

k (denklemdaki bağımsız değişken sayısı)	F istatistiği	Kritik değer** (%5 anlam düzeyinde)	
		Alt sınır	Üst sınır
6	3.74	2.45	3.61

**F kritik sınır değerleri Pesaran vd. (2001, s. 300) çalışmasındaki tablo CI(iii), case III'den alınmıştır.

3.4.5.2.2. Uzun Dönem İlişkisi

Değişkenler arasında eşbütünleşme ilişkisi tespit edildikten sonra uzun ve kısa dönem ilişkilerini belirlemek için ARDL modeli kurulmuştur. Öncelikle ARDL modelinde değişkenlerin hangi gecikmeyle kullanacağını belirlemek gerekmektedir. Modelde gecikme uzunlukları AIC bilgi kriteri kullanılarak belirlenmiş olup maksimum gecikme uzunluğu 8 olarak alınmıştır. Bulunan gecikme uzunlukları düzey gecikme uzunlukları olduğundan kestirilecek olan fark modeli için birer azaltılarak kullanılmıştır. Sonuç olarak ARDL(2,1,2,2,1,3,1) modelinin tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 3.27'de verilmiştir.

Tablo 3.27. ARDL(2,1,2,2,1,3,1) Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
c	0.750927	1.058020
dtüfe (-1)	0.208223*	1.766934
dtüfe (-2)	0.221042*	1.770119
dm2	-17.50280**	-2.099690
dm2 (-1)	-2.291530	-0.258430
ddov	2.734378	0.863281
ddov (-1)	-2.510820	-0.670330
ddov (-2)	-1.991220	-0.729720
dbek	0.186540	1.271709
dbek (-1)	-0.043680	-0.286810
dbek (-2)	-0.304690**	-1.926750
dbel	-0.498470	-1.119300

Tablo 3.27'nin Devamı

dbel (-1)	0.171878	0.387944
dfaiz	0.232971*	1.769992
dfaiz (-1)	-0.01375	-0.082100
dfaiz (-2)	-0.24354**	-1.935470
dfaiz (-3)	-0.01664	-0.157840
dsue	0.114803	0.084197
dsue (-1)	0.770671	0.538568
tüfe(-1)	-0.17471***	-3.235320
m2(-1)	4.855986	0.400655
dov(-1)	-2.17242	-0.405060
bek(-1)	0.28609*	1.388024
bel(-1)	-0.95404	-1.155690
faiz(-1)	0.460381*	1.804655
sue(-1)	-0.174540	-0.110100
R^2	0.4794730	
$F - istatistiği$	2.35809***	

*, ** ve *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerinde anlamlıdır.

Kestirilen denklemden y_{t-1} çekilerek uzun dönem ilişkisi,

$$TUFE_{t-1} = -5.46BEL_{t-1} + 1.64BEK_{t-1} - 12.43DOV_{t-1} + 2.64FAIZ_{t-1} + 27.79M2_{t-1} - 0.99SUE_{t-1} \quad (3.4)$$

şeklinde elde edilmiştir. Burada; TUF: TÜFE aylık değişim oranları; BEL: enflasyon belirsizliği; BEK: beklenen enflasyon oranları; DOV: döviz kuru; FAİZ: faiz oranı; M2:M2 para arzı; SUE: sanayi üretim endeksidir (durağan olmayan değişkenler durağanlaştırılarak kullanılmıştır).

Uzun dönem katsayıları aynı zamanda esneklikleri ifade etmektedirler. Uzun dönemde enflasyon artışını en çok tetikleyen değişken M2 para arzı olup, onu faiz oranı ve enflasyon beklentileri takip etmektedir. Para arzında meydana gelecek %1'lik bir artış, enflasyonu %27.79 oranında arttırmaktadır. Benzer şekilde faiz oranında meydana gelen %1'lik artış,

enflasyonu %2.64 oranında arttırırken, beklenen enflasyonun %1 artması da enflasyonun %1.64 oranında artmasına neden olmaktadır. Uzun dönemde döviz kuru, belirsizlik ve sanayi üretim endeksinin ise enflasyonu düşürücü etkiye sahip olduğu görülmektedir. Döviz kurunda meydana gelen %1’lik artış, enflasyon oranında %12.43’lük düşüş yaratırken; belirsizlik ve üretim endeksi ise sırasıyla %5.46 ve %0.99’luk bir azalışa neden olmaktadır.

3.4.5.2.3. Kısa Dönem İlişkisi

Değişkenler arasındaki kısa dönem ilişkisi ise Hata Düzeltme Modeli ile elde edilmiştir. Hata Düzeltme Denklemi, ARDL denkleminde elde edilen Denge Hatası (Hata Düzeltme Terimi) (ECM) kullanılarak elde edilmiştir. Kısa dönem denkleminin kestirim sonuçları Tablo 3.28’de verilmiştir.

Tablo 3.28. ARDL(2,1,2,2,1,3,1) Hata Düzeltme Modeli Sonuçları

Değişkenler	Katsayı	t-istatistiği
c	1.133461**	2.239783
dtüfe(-1)	0.282789***	2.559581
dtüfe (-2)	0.238644**	2.165047
dm2	-15.26600**	-2.210710
dm2 (-1)	4.382558	0.574345
ddov	5.006358**	2.064477
ddov(-1)	-3.248980	-1.275020
dbek	0.085197	0.707133
dbek(-1)	0.096328	0.791448
dbek(-2)	-0.179720	-1.356690
dbel	-0.213420	-0.686250
dbel(-1)	-0.152120	-0.488300
dfaiz	0.118647	1.203405
dfaiz(-1)	0.249539***	2.736259
dfaiz(-2)	-0.05734	-0.602910
dfaiz(-3)	0.129343*	1.669251
dsue	-0.663370	-0.535850

Tablo 3.28'in Devamı

dsue(-1)	0.114279	0.087946
ECM	-0.64593**	-2.306540
R^2	0.397785	
$F - istatistiği$	2.605451***	

*, ** ve *** sırasıyla % 10, % 5 ve % 1 anlamlılık düzeylerinde anlamlıdır.

Tablo 3.28'den görüldüğü üzere TÜFE yıllık değişim değerleri ile kurulan kısa dönem ARDL modeli, %1 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. R^2 değeri %39.8 olup, TÜFE aylık değişim oranları ile kurulan ARDL kısa dönem denkleminin R^2 değerinden daha düşüktür. Denklemden TÜFE yıllık değişimin birinci ve ikinci dönem gecikmeli değerleri anlamlı bulunmuştur. Bunun yanı sıra faiz değişkeninin birinci ve üçüncü dönem gecikmeli değerleri ile M2 para arzı ve döviz kuru değişkenlerinin de düzey değerlerinin anlamlı olduğu görülmektedir.

Denklemden, ECM denge katsayısı anlamlı ve beklendiği gibi negatif çıkmıştır. Bu durum uzun dönemde dengenin sağlanabileceği anlamına gelmektedir.

3.4.5.2.4. TÜFE Yıllık Değişim Oranlarıyla Kurulan ARDL Modelinin Tahmin Sonuçları

TÜFE yıllık değişim değerleri kullanılarak kestirilen uzun dönem ilişkisi:

$$TUF E_{t-1} = -5.46BEL_{t-1} + 1.64BEK_{t-1} - 12.43DOV_{t-1} + 2.64FAIZ_{t-1} + 27.79M2_{t-1} - 0.99SUE_{t-1}$$

olarak bulunmuştur.

Ocak 2004 - Haziran 2011 dönemi için kestirilen modelin, Temmuz 2011-Eylül 2011 dönemine ait tahmin değerleri, Tablo 3.29'da verilmiştir. Modelin dönem içi RMSE değeri 5.43681 olup 3 aylık tahmin değerleri dahil olmak üzere Ocak 2004- Eylül 2011 dönemi için hesaplanan RMSE değeri ise 5.447466 bulunmuştur.

Tablo 3.29. ARDL Modeli Tahminleri

	TÜFE Yıllık Değişim Oranı Gerçekleşen Değerler	TÜFE Yıllık Değişim Oranı Tahmin Değerleri	Tahmin Sapmaları
Temmuz 2011	6.31	-1.423750	7.73
Ağustos 2011	6.65	2.499862	4.15
Eylül 2011	6.15	5.052663	1.10

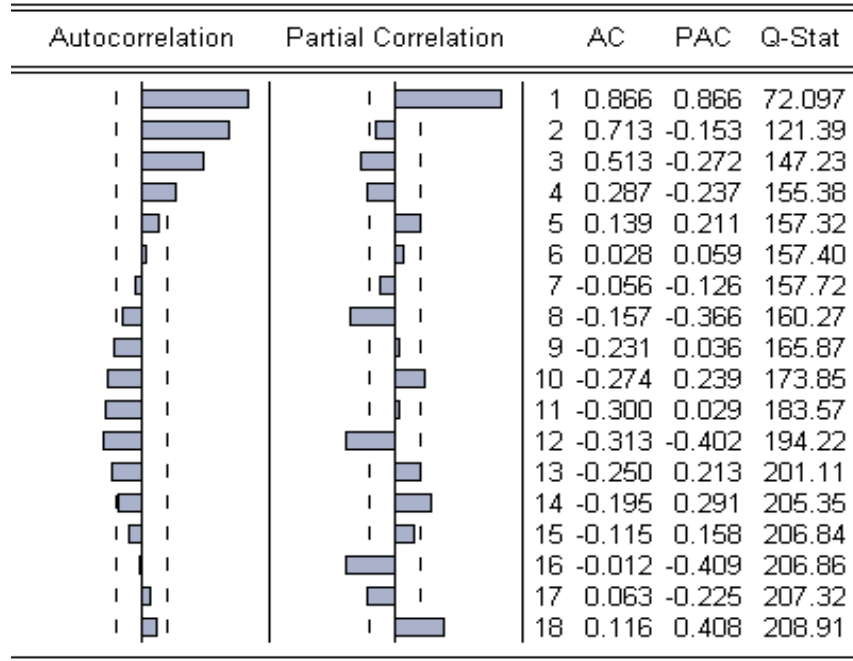
ARDL modeli ile mevcut döneme ait elde edilen TÜFE yıllık değişim oranı tahminleri gerçekleşenin oldukça altında değerler almıştır. Üç aylık dönemin enflasyonunu çok düşük tahminleyen modelin çok büyük sapma değerleri verdiği ve bunun sonucunda da RMSE değerlerinin oldukça yüksek kaydedildiği görülmektedir.

3.4.6. AR(I)MA Modeli Uygulaması

Enflasyonu düşürmeye yönelik uygulanan politikalara karşın, enflasyon, iktisadi karar birimlerinin geçmiş dönem enflasyon beklentilerini sürdürmeleri nedeniyle düşmeye direnç gösterir. Enflasyonun bu katılığı, enflasyonu, yine kendi değerleri ile ölçmeye yönlendirir. Ayrıca bazı durumlarda çok karmaşık modellerden ziyade daha az değişkeni içeren modellerin daha iyi tahminler verdiği görülmüştür. Bu nedenlerle enflasyon ARIMA modeli kullanılarak da modellenmiştir.

Zaman serisi alanında en sık kullanılan yöntem olan Box-Jenkins yönteminde Otoregresif (AR), Hareketli Ortalamalar (MA) ve ikisinin birleşiminden oluşan Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) süreci olmak üzere üç modelleme söz konusudur. AR süreci, bağımlı değişkenin kendi gecikmeli değerleriyle, MA süreci ise beyaz gürültü sürecine sahip geçmiş hata terimleriyle ifade edilmesidir. Serinin korelogramına bakıldığında, otokorelasyon fonksiyonunda (ACF) üssel azalma varsa AR(p), parçalı otokorelasyon fonksiyonunda (PACF) üssel azalma varsa MA(q) ve hem ACF hem de PACF’da üssel azalma varsa her iki sürecin birlikte kullanıldığı süreç olan AR(I)MA modelinden bahsedilir. Seri fark alınmadan durağansa, ARMA; serinin durağanlaşması için fark alınması gerekiyorsa ARIMA süreci söz konusudur.

Uygun modelin belirlenmesi için öncelikle, TÜFE yıllık değişim oranlarının korelogramı elde edilerek, Şekil 3.25’de verilmiştir. Genel itibariyle ACF ve PACF incelendiğinde sürecin AR sürecine benzediği görülmektedir. Seri, en yüksek otokorelasyon değerlerini 1., 2. ve 3. gecikmelerde almıştır. Bu nedenle sürecin AR(3) olma ihtimali yüksektir. Yine de AR, MA ve ARMA süreçleri denenmiştir. Modellerin katsayı anlamlılıklarına, uyum iyiliklerine bakılmış, SC ve AIC kriterleri en düşük olan model seçilmiştir.



Şekil 3.25. TÜFE Yıllık Değişim Oranlarının Korelogramı

Sonuç olarak enflasyon sürecinin ARIMA modeli:

$$\pi_t = 1.40 + 1.08\pi_{t-1} - 0.24\pi_{t-3}$$

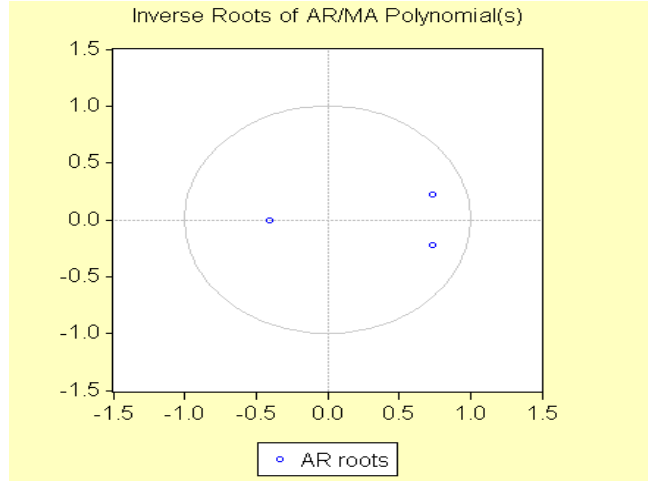
(3.61) (15.31) (-3.37)

şeklinde kestirilmiştir.

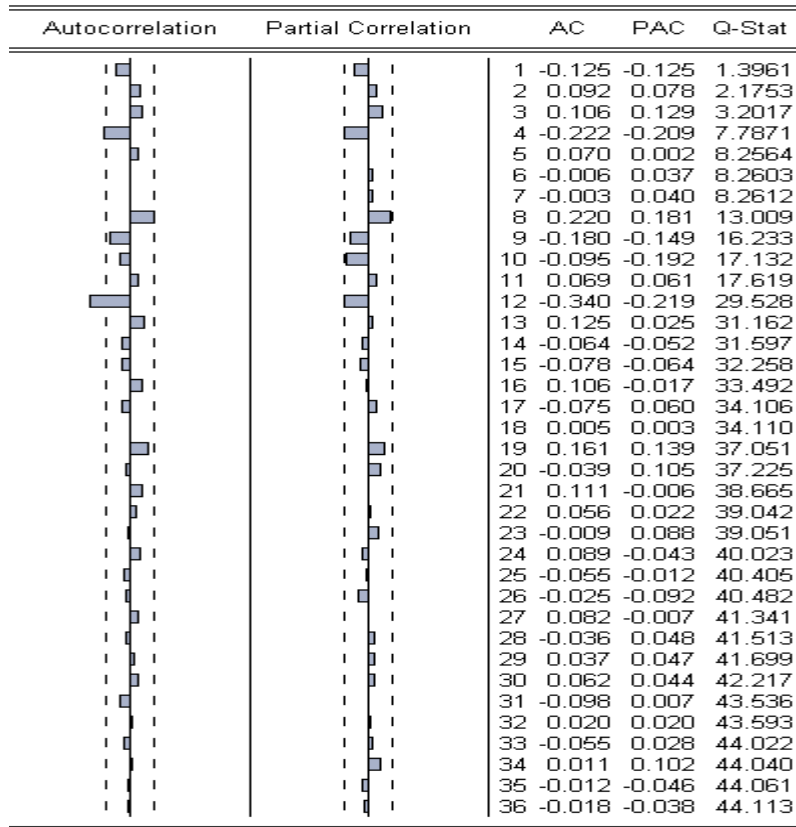
Değişkenlere ait t istatistik değerleri parantez içinde verilmiştir. Modelin katsayıları %99 güven düzeyinde anlamlıdır. Model, 190.28’lik F istatistiği değeri ile %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı çıkarken, R^2 değeri de 0.82 olarak bulunmuştur.

Modele, otokorelasyonun test edilmesi amacıyla Breusch-Godfrey Seri Korelasyon LM Testi uygulanmıştır. Test, gecikme için yapılmış ve 8.29 olarak bulunmuştur. %5 anlamlılık düzeyinde değişkenler arasında otokorelasyon olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Modelin

durağanlığı ise diğer bir uyum kriteridir. Bu amaçla çizdirilen birim kök çemberi ve korelogram, Şekil 3.26 ve 3.27’de verilmiştir. Modelin birim köklerine bakıldığında üç kökünün de 1’den küçük olduğu ve çemberin içinde yer aldığı görülmüştür. Ayrıca, korelaogramda da AC ve PAC değerlerinin güven sınırları içerisinde kaldığı görülmektedir. AR modeli durağan bir yapı sergilemektedir ve tüm bu uyum kriterlerinden sonra tahmin için uygun olduğu sonucuna ulaşılmıştır.



Şekil 3.26. AR Modeline Ait Birim Kök Çemberi



Şekil 3.27. AR Modeline Ait Korelogram

3.4.6.1. AR(I)MA Modelinin Tahmin Sonuçları

Modelin kestirim dönemi Ocak 2004- Haziran 2011 olup, bu döneme ait RMSE değeri 0.7816'dır. Model kullanılarak 3 aylık statik tahmin yapılmış ve tahminlenen TÜFE yıllık değişim değerleri ve sapmaları Tablo 3.30'da verilmiştir. Tahmin dönemi de dahil olmak üzere Ocak 2004- Eylül 2011 arası RMSE değeri 0.778671 olarak hesaplanmıştır.

Tablo 3.30. ARIMA Modeli Tahminleri

	TÜFE Yıllık Değişim Oranı Gerçekleşen Değerler	TÜFE Yıllık Değişim Oranı Tahmin Değerleri	Tahmin Sapmaları
Temmuz 2011	6.31	7.078021	-0.768020
Ağustos 2011	6.65	6.448802	0.201198
Eylül 2011	6.15	7.039389	-0.889390

Tablo 3.30 incelendiğinde, ARIMA modelinin, Temmuz ve Eylül aylarını gerçekleştiren üzerinde tahminlerken, Ağustos ayını gerçekleştiren altında tahminlediği görülmektedir. En yakın tahminini Ağustos ayı için veren model, diğer aylarda da başarılı tahmin sonuçları vermiştir.

Çalışmanın bu kısmında incelenen dönem için zaman serisi uygulamalarına yer verilmiştir. TÜFE aylık ve yıllık değişim oranlarının tahminlendiği bu kısımda, her bir model için pek çok kestirim gerçekleştirilerek en iyi tahminleri veren modeller burada sunulmuştur. Türkiye'nin enflasyon tahmin sürecinde başarılı sonuçlar veren bu modeller, ileride iktisadi modellerle birlikte ayrıntılı bir şekilde değerlendirilmiştir.

3.5. Enflasyon Tahmininde Phillips Eğrisi Uygulamasına İlişkin Bulgular

Bu kısımda enflasyonu tahminlemede kullanılan en önemli teorik modellerden biri olan Phillips Eğrisi uygulamalarına yer verilmiştir. Phillips Eğrisi ilk kez 1958'de A.W.Phillips tarafından ortaya atılmış olup, o dönemde tam istihdam öncesi fiyat artışlarının açıklanmasına ışık tutmuştur. 1970'li yıllarda yaşanan ekonomik olaylar, Phillips eğrisini tekrar gözden geçirmeyi gerektirmiş ve bu da Phillips Eğrisi analizinin beklentilerin de dahil edilerek

zenginleştirilmesini sağlamıştır. Çalışmada, Geleneksel modelden başlanarak Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi uygulamalarına yer verilmiştir.

Phillips Eğrisi analizlerinde, aylık/çeyrek yıllık 15 yaş üstü için mevsimsellikten arındırılmış işsizlik oranları ve çeyrek yıllık GSYİH değerleri, enflasyon oranı olarak da TÜFE (2003=100) değerleri kullanılmıştır. Veriler TCMB (Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası) ve TÜİK'ten alınmıştır.

3.5.1. Geleneksel Phillips Eğrisi Uygulamaları

Phillips Eğrisi bir ekonomide daha düşük bir işsizlik oranının ancak daha yüksek bir enflasyon oranını alternatif maliyet kaybı kabul etmek suretiyle gerçekleştirilebileceğini göstermektedir. Geleneksel Phillips Eğrisi, enflasyon ile işsizlik oranı arasındaki ters yönlü ilişkiyi doğrusal ve hiperbolik olarak tanımlamaktadır.

Phillips eğrisi doğrusal formda,

$$\pi_t = a_0 + a_1 U_t + \varepsilon_t \quad (3.5a)$$

şeklinde yazılır. Burada π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranını ifade etmektedir. Burada teorik olarak a_1 'in negatif ve anlamlı olması beklenir. Model logaritmik doğrusal, doğrusal logaritmik ve tam logaritmik olarak da kullanılabilmektedir.

Bu ilişki hiperbolik olarak ise,

$$\pi_t = a_0 + a_1 (1/U_t) + \varepsilon_t \quad (3.5b)$$

şeklinde tanımlanır. Burada π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranını ifade etmektedir. Burada teorik olarak a_1 'in pozitif ve anlamlı olması beklenir. Model logaritmik ters model olarak da tanımlanabilir.

Phillips Eğrilerinin anlatıldığı bölümde değinildiği üzere verilerin frekansı bir tartışma konusu olup, kimi uygulamacılar, analizin daha fazla bilgi içermesi için aylık veya çeyrek yıllık verilerin kullanılmasını; kimileri ise ücrete yansımalar açısından aylıktan daha uzun bir frekansın kullanılmasını önermektedirler. Bu tartışmalar doğrultusunda, hem aylık ve hem de

çeyrek yıllık verilerle uygulama yapılarak denenmesi ve buna göre değerlendirilmesi uygun bulunmuştur.

3.5.1.1. Aylık Verilerin Kullanıldığı Geleneksel Phillips Eğrisi Uygulamaları

Bu kısımda aylık TÜFE (2003=100) değişim oranları ile 15 yaş üstü için mevsimsellikten arındırılmış aylık işsizlik oranları kullanılmıştır. İşsizlik oranları aylık bazda ancak 2005 yılı Ocak ayından itibaren elde edilebildiği için kestirim aralığı 2005 Ocak- 2011 Haziran olarak belirlenmiştir.

3.51 ve 3.5b'den türetilmiş modeller mevcut dönem için uygulanmış, bulgular Tablo 3.31'de verilmiştir. Doğrusal denkleme dair uygulamalarda teoriden beklendiği gibi işsizlik katsayısı negatif çıkmış, fakat % 5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunamamıştır. Benzer şekilde hiperbolik denklem uygulamalarında da teoriye uygun şekilde işsizlik katsayısı pozitif bulunmuş, fakat anlamlı bulunamamıştır. Tüm modellerin sabit katsayıları da % 5 anlamlılık düzeyinde anlamsız olup, tüm modellerin R^2 değerleri oldukça küçük değerler almıştır. Modellerin tümünün F istatistikleri incelendiğinde de modellerin % 5 anlamlılık düzeyinde anlamsız oldukları sonucu çıkmaktadır. Dolayısıyla geleneksel Phillips eğrisi denklemlerinin çalışılan dönem enflasyon tahmininde kullanılması uygun değildir.

Tablo 3.31. Geleneksel Phillips Eğrisi Kestirim Sonuçları (Aylık Verilerle)

Kestirilen Denklem	a_0 *	a_1 *	R^2	$F - istatistiği$
$\pi_t = a_0 + a_1 U_t + \varepsilon_t$	1.20 (1.66)	-0.05 (-0.77)	0.008	0.59
$\log(\pi_t) = a_0 + a_1 U_t + \varepsilon_t$	0.77 (0.69)	-0.12 (-1.15)	0.02	1.32
$\pi_t = a_0 + a_1 \log(U_t) + \varepsilon_t$	2.05 (1.11)	-0.58 (-0.76)	0.008	0.58
$\log(\pi_t) = a_0 + a_1 \log(U_t) + \varepsilon_t$	2.60 (0.91)	-1.29 (-1.09)	0.02	1.19
$\pi_t = a_0 + a_1 (1/U_t) + \varepsilon_t$	0.04 (0.04)	6.79 (0.75)	0.007	0.57
$\pi_t = a_0 + a_1 \log[(1/U_t)] + \varepsilon_t$	2.05 (1.11)	0.58 (0.76)	0.008	0.58

*Bu değerlere ait kolonlarda katsayıların aldıkları değerler, parantez içinde ise katsayılara ait t-istatistiği değerleri bulunmaktadır.

3.5.1.2. Çeyrek Yıllık Verilerin Kullanıldığı Geleneksel Phillips Eğrisi Uygulamaları

Bu kısımda ise 15 yaş üstü için mevsimsellikten arındırılmış çeyrek yıllık işsizlik oranları ile çeyrek yıllık TÜFE (2003=100) değişim oranları kullanılarak 2005:q1 ile 2011:q2 aralığı için geleneksel Phillips eğrisi kestirilmiştir.

Tablo 3.32’de çeyrek yıllık veriler için geleneksel Phillips Eğrisi uygulamaları görülmektedir. Aylık verilerde olduğu gibi çeyrek yıllık verilerde de teoriye uygun katsayılar elde edilmiş olmasına rağmen, istatistiksel olarak anlamsız sonuçlar çıkmıştır. Tüm modellerin R^2 değerleri oldukça düşük olup, F değerleri de anlamsızdır. Sonuç olarak, geleneksel Phillips eğrisi ne aylık ne de çeyrek yıllık veriler için çalışılan dönem enflasyon tahmininde kullanılması açısından uygun değildir.

Tablo 3.32. Geleneksel Phillips Eğrisi Kestirim Sonuçları (Çeyrek Yıllık Verilerle)

Kestirilen Denklem	a_0^*	a_1^*	R^2	$F - \text{istatistiği}$
$\pi_t = a_0 + a_1 U_t + \varepsilon_t$	1.12 (1.66)	-0.04 (-0.70)	0.02	0.49
$\log(\pi_t) = a_0 + a_1 U_t + \varepsilon_t$	0.69 (0.61)	-0.12 (-1.15)	0.05	1.32
$\pi_t = a_0 + a_1 \log(U_t) + \varepsilon_t$	1.81 (1.06)	-0.48(-0.68)	0.02	0.47
$\log(\pi_t) = a_0 + a_1 \log(U_t) + \varepsilon_t$	2.59 (0.90)	-1.33 (-1.10)	0.05	1.22
$\pi_t = a_0 + a_1 (1/U_t) + \varepsilon_t$	0.14 (1.87)	5.61 (0.67)	0.02	0.45
$\pi_t = a_0 + a_1 \log[(1/U_t)] + \varepsilon_t$	1.81 (1.06)	0.48 (0.68)	0.02	0.47

*Bu değerlere ait kolonlarda katsayıların aldıkları değerler, parantez içinde ise katsayıların ait t-istatistiği değerleri bulunmaktadır.

3.5.2. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları

Geleneksel Phillips Eğrisi’nin yaşanan stagflasyon krizi ile birlikte önemini yitirmesi, Phillips Eğrisi’nin yeniden ele alınması ve geliştirilmesi gereğini öne çıkarmıştır. Enflasyon beklentilerinin de eğriye eklenmesiyle birlikte Phillips Eğrisi doğrusal ve hiperbolik olarak yeniden tanımlanarak aşağıda verilen formuna ulaşmıştır.

Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi doğrusal biçimde,

$$\pi_t = a_0 + a_1 U_t + a_2 \pi_t^e + \varepsilon_t \quad (3.6a)$$

şeklinde yazılır. Burada π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranı; π_t^e : beklenen enflasyon oranını ifade etmektedir.

Bu ilişki hiperbolik olarak ise,

$$\pi_t = a_0 + a_1(1/U_t) + a_2\pi_t^e + \varepsilon_t \quad (3.6b)$$

şeklinde tanımlanır. Burada π : enflasyon oranı; U : işsizlik oranı; π_t^e : beklenen enflasyon oranıdır.

Enflasyon beklentileri ise $\{w_i\}$, gecikmesi dağıtılmış ağırlıklar kümesi olmak üzere aşağıdaki denklem kullanılarak elde edilmiştir. Enflasyon kendi geçmiş değerleriyle regresyona sokularak anlamlı olduğu gecikmeye kadar ilerletilmiştir. Ayrıca Akaike Bilgi Kriteri de göz önünde bulundurulmuştur:

$$\pi_t^e = \sum_{i=1}^m w_i \pi_{t-i} \quad (3.7)$$

Bu kısımda da bir öncekinde olduğu gibi yine hem aylık hem de çeyrek yıllık verilerle uygulama yapılmıştır. Aylık/çeyrek yıllık TÜFE (2003=100) değişim oranları ile 15 yaş üstü için mevsimsellikten arındırılmış aylık/çeyrek yıllık işsizlik oranları kullanılarak aylık için 2005:m1-2011:m6, çeyrek yıllık için ise 2005:q1-2011:q2 dönemlerinin model kestirimleri gerçekleştirilmiştir.

Öncelikle (3.7) denklemi kullanılarak, beklenen enflasyon kestirimleri yapılmıştır. Aylık veriler için enflasyon beklentileri denklemi;

$$\pi_t^e = 0.64 + 0.23\pi_{t-1} - 0.21\pi_{t-2} \quad (3.8)$$

(4.73) (1.85) (-1.68)

şeklinde kestirilmiş olup, parantezlerde değişkenlerin t değerleri görülmektedir. Denklemden, sabit, %1; enflasyon değişkenleri ise %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuşlardır.

Çeyrek yıllık veriler içinse enflasyon beklentileri denklemi;

$$\pi_t^e = 1.65 - 0.09\pi_{t-1} - 0.44\pi_{t-2} - 0.42\pi_{t-3} - 0.02\pi_{t-4} - 0.46\pi_{t-5} \quad (3.9)$$

(2.90) (-0.38) (-1.76) (-1.75) (-0.10) (-1.75)

şeklinde kestirilmiştir. Parantezlerde değişkenlerin t değerleri görülmekte olup, sabit, %1; enflasyonun 2., 3. ve 5. gecikmeli değerleri ise %10 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuşlardır.

Elde edilen beklenti değişkeni kullanılarak (3.6a) ve (3.6b) denklemi aylık ve çeyreklik veriler için kestirilmiştir ve Tablo 3.33’de toplu sonuçlar verilmiştir. Tablodan görüldüğü üzere, tüm modeller teoriye uygun çıkmış; işsizlik oranı, doğrusal denklemlerde negatif, hiperboliklerde ise pozitif değer almıştır. Fakat tüm değişkenler istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur. R^2 değerleri düşük, F istatistikleri ise anlamsızdır. Dolayısıyla denenen modellerin hiçbirisi, bu veri aralığında, Türkiye’nin enflasyonunun tahmin sürecinde kullanılmaya uygun değildir.

Tablo 3.33. Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Kestirim Sonuçları

	3.6a denklemi		3.6b denklemi	
	Aylık verilerle	Çeyrek yıllık verilerle	Aylık verilerle	Çeyrek yıllık verilerle
a_0^*	-0.79 (-0.25)	0.89 (0.80)	-2.09 (0.52)	-0.37 (-0.33)
a_1^*	-0.05 (-0.83)	-0.05 (-0.81)	7.55 (0.82)	7.26 (0.79)
a_2^*	3.16 (0.65)	0.55 (0.47)	3.17 (0.66)	0.56 (0.48)
R^2	0.02	0.05	0.02	0.05
$F - \text{istatistiği}$	0.57	0.46	0.55	0.44

*Bu değerlere ait satırlarda katsayıların aldıkları değerler, parantez içinde ise katsayılara ait t-istatistiği değerleri bulunmaktadır.

3.5.2.1. Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları

Uzun Dönem Phillips Eğrisi yatay eksen, enflasyonun artmadığı bir işsizlik düzeyi olan doğal işsizlik oranında (Friksiyonel İşsizlik+Yapısal İşsizlik) keser. İşte bu noktadaki işsizlik oranı Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı (NAIRU) olarak adlandırılmaktadır. NAIRU teorisine göre ise eğer işsizlik bu oranın altına inerse, enflasyon hızlanır. Bu teoriden hareketle, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’nde, işsizlik oranının NAIRU’ya olan farkıyla enflasyon oranının ilişkilendirildiği Phillips Eğrileri tanımlanmıştır.

Bu eğri çeşitli formlarda sunulmaktadır. Doğrusal formda,

$$\pi_t = a_0 + a_1(u_t - u^*) + a_2\pi_t^e + \varepsilon_t \quad (3.10a)$$

şeklinde yazılır. Burada π : enflasyon oranı; u : işsizlik oranı; u^* : enflasyonu hızlandırmayan işsizlik oranı (NAIRU); π_t^e : beklenen enflasyon oranını ifade etmektedir.

Bu ilişki hiperbolik olarak da (3.10b)'deki gibi tanımlanabilir:

$$\pi_t = a_0 + a_1((u_t - u^*)/u_t) + a_2\pi_t^e + \varepsilon_t \quad (3.10b)$$

π : enflasyon oranı; u : işsizlik oranı; u^* : Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranı (NAIRU); π_t^e : beklenen enflasyon oranıdır.

Formüle göre işsizlik oranı u^* 'ye eşit olduğunda, enflasyon da enflasyon beklentilerine eşit olmaktadır (Debelle ve Vickery, 1998, s. 365).

Modele İşsizlik Oranındaki Değişim (Speed Limit Effect) eklenerek de kullanılabilmektedir. Bu denklem ise,

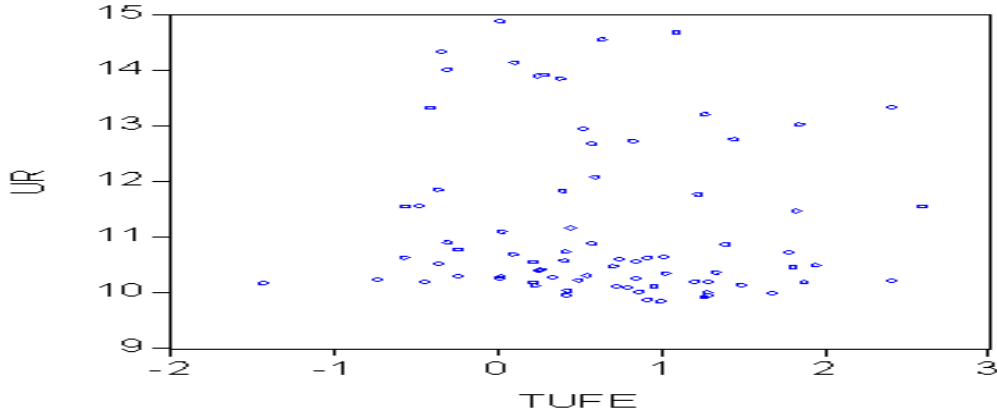
$$\pi_t = a_0 + a_1((u_t - u^*)/u_t) + a_2\pi_t^e + a_3(\Delta u_t / u_t) + \varepsilon_t \quad (3.10c)$$

şeklindedir. Burada π : enflasyon oranı; u : işsizlik oranı; u^* : enflasyonu hızlandırmayan işsizlik oranı (NAIRU); π_t^e : beklenen enflasyon oranı; Δu_t : hız limiti etkisini (speed limit effect) ifade etmektedir.

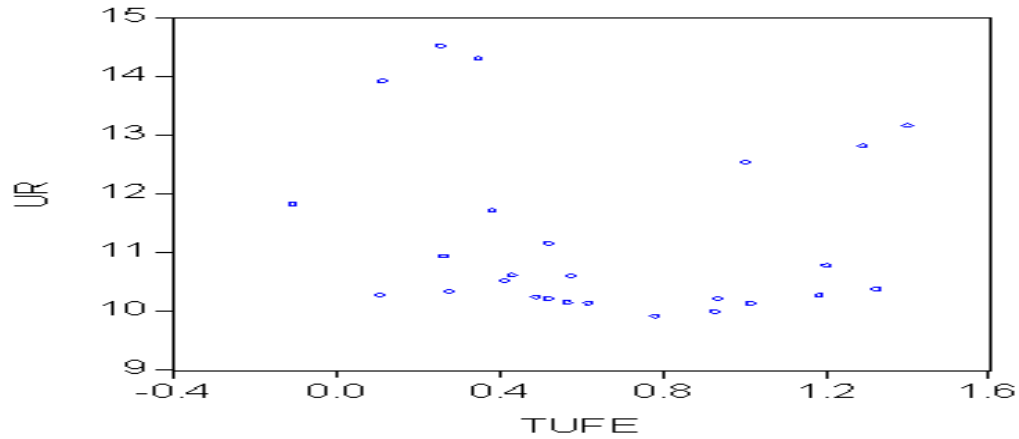
Verilen üç modelin uygulamasında da beklenen enflasyon (3.7) formülü ile bulunmuş, NAIRU ise zamana göre sabit alınmıştır. NAIRU, enflasyonda bir yükselme olmamaksızın varlığını sürdüren en düşük işsizlik oranı olarak tanımlandığından, enflasyon oranının herhangi bir kararlı seviyesinde sabitlenmiş olur (Niskaken, 2002, s. 195).

Veri olarak yine aylık/çeyrek yıllık TÜFE (2003=100) değişim oranları ile 15 yaş üstü için mevsimsellikten arındırılmış aylık/çeyrek yıllık işsizlik oranları kullanılmış; aylık için 2005:m1-2011:m6, çeyrek yıllık için ise 2005:q1-2011:q2 dönemlerinin model kestirimleri gerçekleştirilmiştir.

Şekil 3.28 ve Şekil 3.29’da TÜFE değişim oranları ile işsizlik oranları arasındaki ilişki sırasıyla aylık ve çeyrek yıllık veriler için görülmektedir. NAIRU, şekiller değerlendirilerek yaklaşık olarak belirlenmiştir. Aylık veriler için 10.5; çeyrek yıllık veriler için 12.5 olduğu varsayılmıştır.



Şekil 3.28. Aylık TÜFE Değişim Oranları ile İşsizlik Oranları Arasındaki İlişki



Şekil 3.29. Çeyrek Yıllık TÜFE Değişim Oranları ile İşsizlik Oranları Arasındaki İlişki

Aylık veriler ve çeyrek yıllık veriler için beklenen enflasyon denklemleri bir önceki bölümde kestirilmiş ve aylık veriler için, $\pi_t^e = 0.64 + 0.23\pi_{t-1} - 0.21\pi_{t-2}$; çeyrek yıllık veriler içinse $\pi_t^e = 1.65 - 0.09\pi_{t-1} - 0.44\pi_{t-2} - 0.42\pi_{t-3} - 0.02\pi_{t-4} - 0.46\pi_{t-5}$ olarak bulunmuştu. Beklenen enflasyon değerleri bu denklemler aracılığıyla elde edilerek, 3.10 a,b,c denklemleri kestirilmiş ve elde edilen sonuçlar Tablo 3.34’de verilmiştir.

Tablo 3.34’den görüldüğü üzere, modellerin tümünde katsayılar anlamsız çıkarken, R^2 değerleri de küçük bulunmuştur. İşsizlik oranındaki yüzde değişme ile ifade edilen Speed

Limit Etkisi'nin varlığına dair her iki veri çeşidi için de hangi bir bulguya da rastlanmamıştır. Modeller tahmin için kullanılmaya elverişli değildir.

Tablo 3.34. NAIRU İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları

	3.10a denklemi		3.10b denklemi		3.10c denklemi	
	Aylık verilerle	Çeyrek yıllık verilerle	Aylık verilerle	Çeyrek yıllık verilerle	Aylık verilerle	Çeyrek yıllık verilerle
a_0^*	-1.37 (-0.44)	0.27 (0.29)	-1.37 (-0.44)	0.21 (0.27)	-1.37 (-0.43)	0.20 (0.25)
a_1^*	-0.05 (-0.84)	-0.05 (-0.81)	-0.72 (-0.82)	-0.58 (-0.79)	-0.74 (-0.84)	-0.62 (-0.80)
a_2^*	3.16 (0.67)	0.55 (0.48)	3.17 (0.66)	0.56 (0.48)	3.17 (0.65)	0.57 (0.48)
a_3^*	-	-	-	-	0.84 (0.21)	0.38 (0.21)
R^2	0.02	0.05	0.02	0.05	0.02	0.05
$F - ist.$	0.57	0.46	0.55	0.44	0.38	0.30

*Bu değerlere ait satırlarda katsayıların aldıkları değerler, parantez içinde ise katsayılara ait t-istatistiği değerleri bulunmaktadır.

3.5.2.2. Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi Uygulamaları

Phillips Eğrisi ilişkisine ilişkin diğer bir yaklaşım da işsizlik oranı yerine çıktı açığının kullanılmasıdır. İşsizlik açığı ile çıktı açığı arasındaki ilişki, işsizlik ile çıktı arasındaki ilişkiyi tanımlayan Okun Yasası çerçevesinde ifade bulmuştur.

Çıktı açığı kullanılarak oluşturulan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi (3.11)'deki gibi ifade edilmektedir.

$$\pi_t = a_1 + a_2(L)\pi_t + a_3(L)gap_t + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

Burada, π : enflasyon oranı; gap: çıktı açığı; $a_2(L)$ ve $a_3(L)$ de polynominal gecikme işlemcileridir. Formülde enflasyon oranının gecikmeli değerleri enflasyon beklentilerini oluşturmaktadır. Çıktı açığı ile enflasyon arasında iktisadi olarak aynı yönlü bir ilişki öngörülmektedir, bu sebeple a_3 katsayısının pozitif çıkması beklenmektedir.

Çıktı açığı ve enflasyon oranı serilerinin denkleme kaç gecikme ile sokulacağı ardışık azaltma prosedürüne göre belirlenmiş, kriter olarak Akaike Bilgi Kriteri kullanılmıştır. En küçük Akaike Bilgi Kriteri değerine sahip olan gecikme sayısı kullanılmıştır.

Bu kısımda sadece çeyrek yıllık verilerle uygulama yapılabilmektedir, çünkü GSYİH verileri Türkiye’de aylık olarak düzenlenmemektedir. Kestirimde, 2004:q1-2010q4 aralığına ait mevsimsellikten arındırılmış GSYİH verileri ile TÜFE (2003=100) oranları kullanılmıştır.

Çıktı açığı, mevcut çıktı ile potansiyel çıktı arasındaki farktır. Bu nedenle çıktı açığının bulunabilmesi için reel GSYİH serisinden potansiyel hasıla serisinin elde edilmesi gerekmektedir. Potansiyel Hasıla Serisi, Doğrusal Trend, Split-Time Trend, Hodrick Prescott (HP) Filtresi, Kalman Filtresi, Üretim Fonksiyonu yöntemi gibi yöntemlerle elde edilebilmektedir. Bu çalışmada, mevsimsellikten arındırılmış reel GSYİH serisi, Hodrick Prescott (HP) filtresinden geçirilerek potansiyel hasıla elde edilmiştir. Çeyrek yıllık veriler kullanıldığı için Hodrick Prescott tarafından önerildiği üzere λ değeri 1600 olarak alınmıştır. Elde edilen potansiyel hasıla serisi ile gerçek hasıla serisi arasındaki fark alınarak hasıla açığı serisine ulaşılmıştır.

Çıktı açığı ve enflasyon oranı serilerinin denkleme kaç gecikme ile sokulacağı ardışık azaltma prosedürüne göre belirlenmiş, kriter olarak Akaike Bilgi Kriteri kullanılmıştır. En küçük Akaike Bilgi Kriteri değerine sahip olan gecikme sayısı tercih edilmiştir. Beş ayrı endeksleme yöntemi kullanılarak model tahminleri gerçekleştirilmiştir. Bu modeller aşağıda sırasıyla verilmiştir.

3.5.2.2.1. TÜFE Değişim Oranının Logaritmik Farklar Yardımıyla Bulunduğu Modelin Tahmin Sonuçları

İlk olarak, logaritması alınmış mevcut dönem endeksinin bir önceki dönem endeksinden farkı alınarak enflasyon oranı bulunmuştur. Bu durum, TÜFE çeyrek yıllık endeks değeri, P ile gösterilmek üzere, $\ln(P_t) - \ln(P_{t-1})$ şeklinde ifade edilebilir.

2004:q1-2010q4 aralığı için kestirilen denklem (3.12)’deki gibidir:

$$\pi_t = 0.06 - 0.45\pi_{t-1} - 0.50\pi_{t-2} - 0.71\pi_{t-3} + 0.01gap_{t-1} \quad (3.12)$$

$$t\text{-ist: } (7.76) \quad (-3.11) \quad (-3.15) \quad (-4.64) \quad (3.39)$$

$$R^2: 0.58 ; \quad F\text{-ist: } 7.93$$

Modelde tüm değişkenler %5 düzeyinde anlamlı, hasıla açığı ise teoriden beklendiği gibi pozitiftir. Modelin R^2 değeri 0.58 olup, model %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır.

Model kullanılarak 2011'e ait ilk 3, çeyrek yıllık dönem tahminlenmiş, elde edilen sonuçlar Tablo 3.35'de verilmiştir. Modelin, 2004:q1-2010:q4 dönemine ait RMSE değeri 0.0088268 iken, 2004:q1-2011:q3 dönemine ait RMSE değeri 0.011325'dir.

Tablo 3.35. (3.12) Modelinin Tahmin Sonuçları

	Gerçekleşen enflasyon	Tahminlenen enflasyon	Sapma
2011:q1	0.008413	0.029769	-0.021360
2011:q2	0.025184	0.022220	0.002964
2011:q3	0.001334	0.018588	-0.017250

Logaritmik değerlerin kullanıldığı bu endekslemede sayılar oldukça küçük olup, tahminler birbirlerine çok yakındır. Model, ilk ve üçüncü çeyrek aylık dönemi gerçekleşenden fazla, ikinci çeyrek aylık dönemi ise gerçekleşenden daha düşük tahminlemiştir.

3.5.2.2.2. TÜFE Değişim Oranının Bir Önceki Döneme Oranlanarak Elde Edildiği Modelin Tahmin Sonuçları

Bu kısımda enflasyon oranı, endeks değerlerinin bir önceki döneme oranlanması yoluyla elde edilmiş olup, bu yöntem $[(P_t / P_{t-1}) * 100] - 100$ şeklinde ifade edilebilir.

Elde edilen bu oran yardımıyla (3.13) numaralı denklem kestirilmiştir:

$$\pi_t = 6.04 - 0.28\pi_{t-1} - 0.57\pi_{t-2} - 0.71\pi_{t-3} + 0.08\pi_{t-4} - 0.37\pi_{t-5} + 0.59gap_{t-1} \quad (3.13)$$

$$t\text{-ist: } (5.04) \quad (-1.63) \quad (-3.40) \quad (-4.43) \quad (0.42) \quad (-2.05) \quad (3.12)$$

$$R^2: 0.70 ; \quad F\text{-ist: } 7.49$$

Denklemden hasıla açığı değişkeni beklendiği gibi pozitif çıkmış, enflasyonun 4. gecikmesi dışındaki tüm değişkenler %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Modelin R^2 değeri 0.70 olup, model %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.36'da verilmiştir. Modelin, 2004:q1-2010:q4 dönemine ait RMSE değeri 0.733954 iken, 2004:q1-2011:q3 dönemine ait RMSE değeri 1.064913'dir.

Tablo 3.36. (3.13) Modelinin Tahmin Sonuçları

	Gerçekleşen enflasyon	Tahminlenen enflasyon	Sapma
2011:q1	0.844840	3.936470	-3.09163
2011:q2	2.550427	3.620611	-1.07018
2011:q3	0.133524	2.993202	-2.85968

Üç tahmin döneminde de gerçekleşenin üzerinde tahmin veren model, en iyi tahminini ikinci çeyrekte gerçekleştirmiştir.

3.5.2.2.3. Yıllıklandırılmış TÜFE Değişim Oranını İçeren Modelin Tahmin Sonuçları

Modelde kullanılan enflasyon oranı, $[(P_t - P_{t-4}) / P_{t-4}] * 100$ şeklinde elde edilmiştir. Kestirilen denklem (3.14)'de görülmektedir:

$$\pi_t = 6.22 + 0.75\pi_{t-1} - 0.46\pi_{t-2} + 0.63gap_{t-1} \quad (3.14)$$

$$t\text{-ist: } (5.25) \quad (4.79) \quad (-3.17) \quad (3.09)$$

$$R^2: 0.70 ; \quad F\text{-ist: } 17.20$$

Denklemde hasıla açığı değişkeni beklendiği gibi pozitif çıkmış, modeldeki tüm değişkenler %5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Modelin R^2 değeri 0.70 olup, model %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.37'de verilmiştir. Modelin, 2004:q1-2010:q4 dönemine ait RMSE değeri 0.856450 iken, 2004:q1-2011:q3 dönemine ait RMSE değeri 1.105631'dir.

Tablo 3.37. (3.14) Modelinin Tahmin Sonuçları

	Gerçekleşen enflasyon	Tahminlenen enflasyon	Sapma
2011:q1	4.350562	8.190203	-3.83964
2011:q2	5.902536	6.545792	-0.64326
2011:q3	6.374536	9.170851	-2.79632

Model, gerçekleşene en yakın tahmin değerini, ikinci çeyrek aylık tahmin döneminde vermiştir. Model, gerçekleşenden daha yüksek enflasyon tahminlerinde bulunmuştur.

3.5.2.2.4. TÜFE Değişim Oranının Bir Önceki Yılın Aynı Dönemine Göre Değişiminin Logaritmaları Alınarak Hesaplandığı Modelin Tahmin Sonuçları

Enflasyon oranı bir öncekinde olduğu gibi bir önceki yılın aynı dönemine oranlanmak suretiyle hesaplanmış, fakat bu kez logaritmaları alınarak işleme sokulmuşlardır. $[(\ln(P_t)/\ln(P_{t-4})) * 100] - 100$ şeklinde hesaplanan bu oran kullanılarak,

$$\pi_t = 1.28 + 0.73\pi_{t-1} - 0.37\pi_{t-2} - 0.11\pi_{t-3} + 0.13gap_{t-1} \quad (3.15)$$

$$t\text{-ist: } (4.35) \quad (3.78) \quad (-1.67) \quad (-0.63) \quad (3.22)$$

$$R^2: 0.73; \quad F\text{-ist: } 13.76$$

denklemini elde edilmiştir.

Modelin R^2 değeri 0.73 olup, model %5 anlamlılık düzeyinde anlamlıdır. Denklemden hasıla açığı değişkeni beklendiği gibi pozitif çıkmış, modeldeki enflasyonun 3. gecikmesi dışındaki tüm değişkenler % 5 düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Elde edilen tahmin sonuçları Tablo 3.38’de verilmiştir. Modelin, 2004:q1-2010:q4 dönemine ait RMSE değeri 0.162324 olarak bulunurken, 2004:q1-2011:q3 dönemine ait RMSE değeri 0.237631 olarak bulunmuştur. Bu endeksleme ile elde edilen model tahminleri de diğerleri gibi gerçekleşenin üzerinde olup, ikinci çeyrek aylık dönem için en yüksek tahmini vermiştir.

Tablo 3.38. (3.15) Modelinin Tahmin Sonuçları

	Gerçekleşen enflasyon	Tahminlenen enflasyon	Sapma
2011:q1	0.823564	1.584883	-0.76132
2011:q2	1.106837	1.298461	-0.19162
2011:q3	1.193382	1.745889	-0.55251

Çalışmanın bu bölümünde Türkiye için incelenen döneme ait aylık ve çeyrek yıllık çeşitli Phillips Eğrisi uygulamalarına yer verilmiştir. Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi ve NAIRU’yu içeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi formlarının hiçbirisi, bu veri aralığında, Türkiye’nin enflasyonunun tahmin sürecinde kullanılmaya uygun bulunmamıştır. Fakat çıktı açığının kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, kullanılan tüm endeksleme yöntemleri için anlamlı sonuçlar vermiştir. Tümü tahminleme sürecinde kullanılabilecek ölçüde iyi sonuçlar vermiştir.

3.6. Modellerin Tahmin Performanslarının Karşılaştırması

Uygulama kapsamında VAR, ARDL ve ARIMA ekonometrik modelleri ile Phillips Eğrileri kullanılarak enflasyon tahminlenmeye çalışılmıştır. Modellerde, 2003 temel yıllık TÜFE yıllık ve aylık değişim oranları kullanılarak gerçekleşene en yakın tahminler elde edilmesi hedeflenmiştir. Tahmin performansı karşılaştırmada RMSE oranı kullanılmıştır.

RMSE (Root Mean Squared Error) oranı; Y_t : gerçekleşen değer, $\hat{Y}_{f,t}$: tahminlenen değer ve n : örneklem hacmi olmak üzere, $RMSE = \sqrt{\left(\frac{1}{n} \sum (Y_t - \hat{Y}_{f,t})^2\right)}$ şeklinde hesaplanan bir öngörü performansı karşılaştırma yöntemidir. RMSE'nin küçük değerler alması daha iyi bir tahmine işaret eder.

Zaman serisi uygulamalarında, 2003 temel yıllık TÜFE yıllık ve aylık değişim oranları kullanılarak, 2003-2011 dönemine ait VAR, ARDL Sınır Testi ve ARIMA modelleri kestirilmiştir. Enflasyonun dinamikleri olarak para arzı, faiz oranı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi, beklenen enflasyon ve enflasyon belirsizliği değişkenlerinin alındığı kestirimlerde, VAR ve ARIMA modellerinin, TÜFE yıllık değişim oranını, TÜFE aylık değişim oranına nazaran daha iyi tahminledikleri ortaya çıkmıştır. ARDL modellerinin ise TÜFE aylık değişim oranı tahminleri, yıllık tahminlerinden daha başarılı olmuştur.

Ocak 2004-Haziran 2011 dönemine ait veriler kullanılarak VAR, ARDL ve ARIMA modelleri kestirilmiştir; Temmuz, Ağustos, Eylül 2011 aylarına ilişkin üç aylık TÜFE yıllık değişim oranları tahminlenmiştir. Tablo 3.39'da, üç ekonometrik modelin, üç aylık TÜFE yıllık değişim oranı tahminleri ve RMSE değerleri verilmiştir.

Tablo 3.39. TÜFE Yıllık Değişim Oranı Tahmin Performansları Karşılaştırması

		Tahminlenen TÜFE yıllık değişim oranları					
	Gerçekleşen TÜFE yıllık değişim oranları	VAR modeli		ARDL modeli		ARIMA modeli	
		Tahmin	Sapma	Tahmin	Sapma	Tahmin	Sapma
Temmuz 2011	6.31	6.65	-0.34	-1.42	7.73	7.08	-0.77
Ağustos 2011	6.65	7.41	-0.76	2.50	4.15	6.45	0.20
Eylül 2011	6.15	6.56	-0.41	5.05	1.10	7.04	-0.89
Öngörü hatası: 2004m01- 2011m06 dönemi RMSE değeri		0.749		5.437		0.782	
Tahmin hatası: 2004m01-2011m09 dönemi RMSE değeri		0.753		5.448		0.779	

Yıllık TÜFE değişim oranlarının tahminlemesinde, VAR ve ARIMA modellerinin RMSE değerlerinin birbirine çok yakın ve oldukça küçük olduğu Tablo 3.39'dan görülmektedir. Kestirim dönemi olan 2004 Ocak-2011 Haziran dönemine ait RMSE değerleri küçükten büyüğe doğru, sırasıyla, VAR modeli için 0.749, ARIMA modeli için 0.782 ve ARDL modeli için 5.437 olarak elde edilmiştir. Üç aylık tahmin dönemi olan Temmuz, Ağustos, Eylül 2011 dönemini de içeren RMSE değerleri incelendiğinde de durum değişmemiştir. En düşük hata oranı 0.753'lük RMSE ile VAR modelininken, onu 0.779 ile ARIMA modeli takip etmekte ve ARDL modeli ise oldukça yüksek bir değer olan 5.448 ile son sırada yer almaktadır.

Üç aylık tahmin döneminde, VAR modeli ve ARIMA modelleri gerçekleşene çok yakın tahminler vermiş; Temmuz ve Eylül aylarını VAR modeli daha iyi tahminlerken, Ağustos'u ise ARIMA modeli daha başarılı tahminlemiştir. VAR modelinin bu üç aylık süreçte gerçekleşenin üstünde değerler verdiği; ARIMA modelinin ise Temmuz ve Eylül aylarında gerçekleşenin üzerinde, Ağustos ayında ise gerçekleşenin altında tahmin verdiği yine bulgular arasındadır.

VAR ve ARIMA modelleri, TÜFE yıllık değişim oranını, TÜFE aylık değişim oranına nazaran daha iyi tahminlerken, ARDL modelinin ise TÜFE aylık değişim oranlarını daha başarılı tahminlemiştir. TÜFE yıllık değişim oranlarını tahminlemede oldukça uzak tahminler

veren ve yüksek RMSE oranlarıyla dikkat çeken ARDL modeli, TÜFE aylık değişim oranlarının tahmininde çok başarılı olmuştur. 2003 Temmuz ile 2011 Haziran dönemi verileriyle kestirilen ARDL modelinin bu döneme ait RMSE değeri, 0.657; üç aylık tahmin dönemini de içine alarak elde edilen RMSE değeri ise 0.654 olarak gerçekleşmiştir. Modelle elde edilen, Temmuz, Ağustos ve Eylül aylarına ait üç aylık tahminler incelendiğinde, modelin, aylık enflasyon oranını, ilk iki ay neredeyse birebir tahmin ettiği, Eylül ayında gerçekleşenin çok az üzerinde bir tahmin verdiği görülmüştür.

Tablo 3.40. TÜFE Aylık Değişim Oranı Tahmin Performansları Karşılaştırması

	TÜFE Aylık Değişim Oranı Gerçekleşen Değerler	TÜFE Aylık Değişim Oranı Tahmin Değerleri	Tahmin Sapmaları
Temmuz 2011	-0.41	-0.41060	0.00060
Ağustos 2011	0.73	0.72645	0.00355
Eylül 2011	0.75	1.24164	-0.49164
Öngörü hatası: 2003m07- 2011m06 dönemi RMSE değeri	0.657		
Tahmin hatası: 2003m07- 2011m09 dönemi RMSE değeri	0.654		

Phillips Eğrileri'yle ilgili uygulamalara bakıldığında, aylık ve çeyrek yıllık veriler için elde edilen Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi ve Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi formlarının hiçbirisinin anlamlı model kestirimleri vermedikleri görülmüş ve bu formların hiçbirisi Türkiye'nin enflasyonunun tahmin sürecinde kullanılmaya uygun bulunmamışlardır. Phillips Eğrisi çeşitlerinden sadece Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, tahminleme sürecinde kullanılabilir nitelikte bulunmuştur. Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, kullanılan dört ayrı endeksleme yöntemi için anlamlı sonuçlar vermiştir.

Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi kestiriminde kullanılan GSYİH değişkeni Türkiye'de sadece çeyrek yıllık veriler halinde olduğu için tahminler çeyrek yıllık olarak yapılmıştır. Dört ayrı endeksleme yöntemi ile elde edilen tahminler ve

tahmin sonuçları bir önceki kısımda verilmişti. Burada onlardan TÜFE değişim oranının bir önceki döneme oranlanarak elde edildiği modelin tahmin sonuçları yani çeyrek aylık tahminler ile yıllıklandırılmış TÜFE değişim oranını içeren modelin tahmin sonuçlarına yer verilmiştir. Tablo 3.41’de bu iki denklemle elde edilen tahminlenen değerler ve gerçekleşen değerlerin karşılaştırması görülmektedir.

Tablo 3.41. TÜFE Aylık Değişim Oranı Tahmin Performansları Karşılaştırması

	TÜFE çeyrek yıllık değişim oranı gerçekleşen değerler	TÜFE çeyrek yıllık değişim oranı tahmin değerleri	Tahmin sapmaları	TÜFE yıllık değişim oranı gerçekleşen değerler	TÜFE yıllık değişim oranı öngörü değerleri	Tahmin sapmaları
2011:q1	0.844840	3.93647	-3.09163	4.350562	8.190203	-3.83964
2011:q2	2.550427	3.620611	-1.07018	5.902536	6.545792	-0.64326
2011:q3	0.133524	2.993202	-2.85968	6.374536	9.170851	-2.79632
Öngörü hatası: 2004:q1-2010:q4 dönemi RMSE değeri			0.733954			0.856450
Tahmin hatası: 2004:q1-2011:q3 dönemi RMSE değeri			1.064913			1.105631

Tablo 3.41’den görüldüğü üzere, Phillips Eğrisi, çeyrek yıllık ve yıllık tahminlerde hemen hemen aynı derecede başarı elde etmiştir. Her iki tahminin de RMSE değerleri birbirine çok yakındır. 2004-2010 dönemi için çeyrek yıllık verilerle tahminlenmiş olan Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi’nin bu döneme ait RMSE değeri çeyrek yıllık enflasyon için 0.74 iken, yıllık enflasyon için ise 0.86’dır. 2011 yılına ait ilk üç çeyrek tahminlerini de içeren RMSE değeri ise çeyrek yıllık enflasyon için 1.06, yıllık enflasyon için ise 1.11 olarak elde edilmiştir.

Çeyrek yıllık ve yıllık tahminlerde hemen hemen aynı derecede başarı elde etmiş olan modelin, çeyrek yıllık tahminlerinin öngörü ve tahmin hataları biraz daha düşük gerçekleşirken, yıllık tahminlerin de ikinci çeyrek yıllık dönem tahminleri oldukça başarılı olmuştur. Phillips Eğrisi, hem çeyrek yıllık hem de yıllık tahminlerde gerçekleşenin üzerinde

enflasyon oranları tahmin etmiş olup, ikinci çeyrek yıllık dönemi, diğer dönemlere göre daha başarılı tahminlemiştir.

Çalışmada iktisadi modeller ile zaman serisi modellerinin tahmin performanslarının karşılaştırılması hedeflenmiş olsa da, Phillips Eğrisi'ne ilişkin aylık verilerle yapılan model denemelerinin hiçbirisi tahmin için kullanılabilecek nitelikte olmadığından bu mümkün olamamış; zaman serisi modelleri kendi içinde Phillips Eğrisi modelleri kendi içerisinde karşılaştırılabilmektedir. Çalışma kapsamında anlamlı sonuçlar veren tek Phillips Eğrisi modeli olan Çıktı Açığının Kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'nde kullanılan GSYİH değişkeninin çeyrek aylık bir veri olması çalışmanın kısıtlılığını oluşturmuştur.

SONUÇ

Her devrin ve her ekonominin ortak sorunu olan enflasyonla mücadelede, enflasyonun yol açtığı maliyetlerden kurtulabilmek veya en azından kontrol altına alabilmek için öngörülebilir hale getirilmesi gerekmektedir. Enflasyon üzerindeki belirsizliğin azaltılması, enflasyonun reel değişkenler üzerindeki olumsuz etkisinin de azaltılması anlamına geldiğinden, enflasyonun modellenmesi büyük önem arz etmektedir. Bu nedenle, enflasyonun hangi iktisadi değişkenlerle etkileşim halinde olduğu ve enflasyonun tahminlenmesi hem iktisadi hem de ekonometrik modellere konu olmuştur.

Bu çalışmada, Türkiye enflasyonunun öngörülebilmesi ve daha belirgin hale getirilmesi amacıyla, Türkiye için enflasyonun dinamikleri tanımlanarak, iktisadi ve ekonometrik modeller yardımıyla 2003-2011 dönemine ait en iyi enflasyon tahminini veren model bulunmaya çalışılmıştır. Türkiye’de enflasyonun hangi değişkenlerden ne şekilde etkilendiğinin ve enflasyonun nasıl bir analiz yöntemiyle modellenmesinin, gelecek enflasyon oranlarını tahminde daha başarılı performans sergileyeceği üzerine yoğunlaşmış; bu bağlamda başta Merkez Bankası olmak üzere karar vericilere ve akademisyenlere katkı sağlamak hedeflenmiştir. İlgili yazında, değişken ve model anlamında görülen boşluğun doldurulmaya çalışıldığı çalışmada, zaman serisi alanında kapsamlı bir uygulama sunulurken, iktisadi modeller olarak kullanılan Phillips Eğrisi modellerinin de geniş bir uygulamasına yer verilmiştir. Dahası enflasyon beklentileri ve enflasyon belirsizliği değişkenlerinin Türkiye enflasyon sürecini tanımlamada kullanımının gereği ortaya konulmuştur.

Türkiye için ilgili döneme ilişkin en iyi enflasyon tahminini veren modelin bulunması amacıyla yola çıkılan bu çalışmada, mümkün olduğunca çok model kullanılmaya çalışılmıştır. Çalışmanın sonucunda model karşılaştırmasının yanı sıra, ilgili yazına model ve değişken anlamında katkı yapmak da amaçlanmıştır. Yazında geçen enflasyon dinamiklerine ek olarak, enflasyon sürecinde doğrudan etkili olduğu kabul edilen enflasyon beklentileri ve enflasyon belirsizliği değişkenleri de modellere eklenmiştir. Merkez Bankası tarafından 2003 yılından beri yayınlanan beklenti anketi verileri, iktisadi ajanların enflasyonla ilgili beklentilerini yansıtmak için kullanılmış; enflasyon belirsizliği ise ARCH modeli ile elde edilmiştir. Enflasyon belirsizliği değişkeni, ilk önce enflasyon oranının koşullu varyansı olarak tanımlanmış, fakat kullanıldığı tahmin modellerinde anlamlı sonuçlar vermemiştir. Bu nedenle enflasyon belirsizliği değişkeni, bir enflasyon sürecinin koşullu varyansı olarak tekrar

elde edilerek tahminleme yapılmıştır. Bu yolla elde edilen enflasyon belirsizliği değişkeninin daha başarılı sonuçlar vermesi, Türkiye’de enflasyon belirsizliğinin, salt enflasyonun kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu olarak değil; para arzı, sanayi üretim endeksi, döviz kuru ve faiz oranı değişkenlerinden oluşan bir bilgi kümesine bağlı olarak kestirilen bir enflasyon sürecinin, koşullu varyansı olarak tanımlanmasının daha uygun olduğunu göstermiştir.

Enflasyon beklentileri ve belirsizliği değişkenlerinin eklenmesiyle daha başarılı VAR ve ARDL modelleri elde edildiği görülmüştür. Çalışma, enflasyon tahminiyle ilgili değişken katkısının yanı sıra model katkısı da sunmuştur. Çalışmada, Türkiye için uygun olabilecek zaman serisi modellerinin tümüne yer verilmeye çalışılmış; bu çerçevede daha önce Türkiye’de enflasyon tahmininde kullanılmamış olan ARDL Sınır Testi yaklaşımının kullanımı ve gerçekleşene çok yakın TÜFE aylık değişim oranları elde edilmesi ile sonraki çalışmalara ışık tutulmaya çalışılmıştır.

Zaman serisi uygulamalarında, 2003 temel yıllı TÜFE yıllık ve aylık değişim oranları kullanılarak, 2003-2011 dönemine ait VAR, ARDL Sınır Testi ve ARIMA modelleri kestirilmiştir. Enflasyonun dinamikleri olarak para arzı, faiz oranı, döviz kuru, sanayi üretim endeksi, beklenen enflasyon ve enflasyon belirsizliği değişkenlerinin alındığı kestirimlerde, VAR ve ARIMA modellerinin, TÜFE yıllık değişim oranını, TÜFE aylık değişim oranına nazaran daha iyi tahminledikleri ortaya çıkmıştır. ARDL modellerinin ise TÜFE aylık değişim oranı tahminleri, yıllık tahminlerinden daha başarılı olmuştur.

Yıllık TÜFE değişim oranının tahminlendiği ve 2004 Ocak-2011 Haziran dönemine ait verilerin kullanıldığı kestirimde, VAR modelinin bu aralığa ait RMSE değeri 0.749 iken, ARIMA modelinin 0.782 ve ARDL modelininki de 5.437 olarak elde edilmiştir. Kestirilen modeller kullanılarak, elde edilen Temmuz, Ağustos ve Eylül 2011 dönemine ait 3 aylık tahminleri de içeren RMSE değerleri incelendiğinde, yine VAR modelinin en düşük hata değeri olan 0.753 değerini; ARIMA modelinin ise onu takip ederek, 0.779 değerini ve ARDL modelinin ise oldukça yüksek bir hata olan 5.448 değerini aldığı görülmüştür. Üç aylık tahmin döneminde, VAR modeli ve ARIMA modelleri gerçekleşene çok yakın tahminler vermiş; Temmuz ve Eylül aylarını VAR modeli daha iyi tahminlerken, Ağustos ayını ise ARIMA modeli daha başarılı tahminlemiştir. VAR modelinin bu üç aylık süreçte gerçekleşenin üstünde değerler verdiği; ARIMA modelinin ise Temmuz ve Eylül aylarında gerçekleşenin üzerinde, Ağustos ayında ise gerçekleşenin altında tahmin verdiği yine bulgular arasındadır.

TÜFE yıllık değişim oranlarını tahminlemede oldukça uzak tahminler veren ve yüksek RMSE oranlarıyla dikkat çeken ARDL modeli ise TÜFE aylık değişim oranlarının tahmininde çok başarılı olmuştur. 2003 Temmuz ile 2011 Haziran dönemi verileriyle kestirilen modelin bu döneme ait RMSE değeri, 0.657; üç aylık tahmin dönemini de içine alarak elde edilen RMSE değeri ise 0.654 olarak gerçekleşmiştir. Modelle elde edilen, Temmuz, Ağustos ve Eylül aylarına ait üç aylık tahminler incelendiğinde, modelin, aylık enflasyon oranını, ilk iki ay neredeyse birebir tahmin ettiği, Eylül ayında gerçekleşenin çok az üzerinde bir tahmin verdiği görülmüştür. Bu denli başarılı tahminler veren ARDL modelinin Türkiye enflasyonunu tahminlemedeki başarısı ilgili yazına bir katkı olarak sunulmuştur.

Diğer yandan çalışmada, Phillips Eğrileri bir bütün şeklinde sunulmuş; Geleneksel Phillips Eğrisinden, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi modellerine kadar geniş bir yelpazeye yer verilmeye çalışılmıştır. Aylık ve çeyrek yıllık veriler kullanılarak elde edilen Geleneksel Phillips Eğrisi, Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, Enflasyonu Hızlandırmayan İşsizlik Oranını (NAIRU) İçeren Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi formlarının hiçbirisinde anlamlı model kestirimleri elde edilememiş ve Türkiye'nin enflasyonunun tahmin sürecinde kullanılmaya uygun bulunmamıştır. Diğer yandan, Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi, kullanılan dört ayrı endeksleme yöntemi için anlamlı sonuçlar vermiştir.

2004-2010 dönemi için çeyrek yıllık verilerle tahminlenmiş olan Çıktı Açığı Kullanılan Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'nin bu döneme ait RMSE değeri çeyrek yıllık enflasyon için 0.74 iken, yıllık enflasyon için ise 0.86'dır. 2011 yılına ait ilk üç çeyrek tahminlerini de içeren RMSE değeri ise çeyrek yıllık enflasyon için 1.06, yıllık enflasyon için ise 1.11 olarak elde edilmiştir. Çeyrek yıllık ve yıllık tahminlerde hemen hemen aynı derecede başarı elde etmiş olan modelin, çeyrek yıllık tahminlerinin öngörü ve tahmin hataları biraz daha düşük gerçekleşmiş olup, yıllık tahminlerinin de ikinci çeyrek yıllık dönem tahminleri oldukça başarılı olmuştur. Phillips Eğrisi, hem çeyrek yıllık hem de yıllık tahminlerde gerçekleşenin üzerinde enflasyon oranları tahmin etmiş olup, ikinci çeyrek yıllık döneme ilişkin tahminde diğer dönemlere göre daha başarılı olmuştur.

Çalışmada iktisadi modeller ile zaman serisi modellerinin tahmin performanslarının karşılaştırılması hedeflenmiş olsa da, Phillips Eğrisi'ne ilişkin aylık verilerle yapılan model denemelerinin hiçbirisi tahmin için geçerli sonuçlar vermemesi nedeniyle karşılaştırma yapmak mümkün olamamış; zaman serisi modelleri kendi içinde Phillips Eğrisi modelleri

kendi içerisinde karşılaştırılabılmıştır. Çalışma kapsamında anlamlı sonuçlar veren tek Phillips Eğrisi modeli olan Çıktı Açığının Kullanıldığı Beklentilerle Genişletilmiş Phillips Eğrisi'nde kullanılan GSYİH değişkeninin çeyrek aylık bir veri olması çalışmanın kısıtlılığını oluşturmuştur. Konuyla ilgili gelecek çalışmalarda, geniş bir aile olan zaman serisi modellerinin çeşitlerine yer verilebilir, ayrıca başka iktisadi modeller de denenebilir.

KAYNAKÇA

Aden S., 100 Soruda Para ve Para Politikası, Gerçek Yayınevi, 4.Basım, İstanbul, 1992.

Agénor P.R. ve Hoffmaister W.A., “Money, Wages and Inflation in Middle-Income Developing Countries”, International Monetary Fund Working Paper, No. 174, (1997), 1-38.

Akyazı H. ve Artan S., “Türkiye’de Enflasyon-Enflasyon Belirsizliği İlişkisi ve Enflasyon Hedeflemesinin Enflasyon Belirsizliğini Azaltmadaki Rolü”, Bankacılar Dergisi, No.48, (2004), 1-17.

Akyazı H. ve Ekinci A., “Türkiye’de 2000 Sonrası Uygulanan Para Politikası Stratejilerinin Makroekonomik Performanslarının Değerlendirilmesi”, İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi, Cilt.23, No.1, (2009), 345-362.

Alesina A., “Macroeconomic Policy as a Repeated Game in a Two-Party System”, Quarterly Journal of Economics, No.102, (1987), 651-678.

Alper C.E. ve Uçer M., “Some Observations on Turkish Inflation: A “Random Walk” Down the Past Decade”, Bogazici Journal: Review of Economic ve Administrative Studies, No.12, (1998), 7-38.

Amihud Y., “Price-Level Uncertainty, Indexation and Employment”, Southern Economic Journal, Vol. 47, No. 3, (1981), 776-787.

Anderson L.C. ve Carlson K.M., “An Econometric Analysis of the Relation of Monetary Variables to the Behaviour of Prices and Unemployment”, The Econometrics of Price Determination, der. Eckstein O., 166-183, Board of the Governors of the Federal Reserve System, Washington, 1972.

Agénor P. ve Bayraktar N., “Contracting Models of the Phillips Curve Empirical Estimates for Middle-Income Countries”, Journal of Macroeconomics, No.32, (2010), 555-570.

Ataç B., Maliye Politikası, ETAM A.Ş., Eskişehir, 2006.

Atkeson A. ve Ohanian L.E., “Are Phillips Curves Useful for Forecasting Inflation”, Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review, No. 25, (2001), 2–11.

Baillie R.T., Chung C-F. ve Tieslau M.A., “Analysing Inflation by the Fractionally Integrated ARFIMA-GARCH Model”, Journal of Applied Econometrics, No.11, (1996), 23-40.

Bain K. ve Howells P., Monetary Economics: Policy and Its Theoretical Basis, Palgrave Macmillan, New York, 2003.

Balcılar M., “Persistence in Inflation: Does Aggregation Cause Long Memory?”, Emerging Markets Finance & Trade, Vol. 40, No. 5, (2004), 25-56.

Ball L., “Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?”, Nber Working Paper Series, No.3224, (1990), 1-32.

Ball L. ve Ceccehetti S.G., “Inflation and Uncertainty at Short and Long Horizons”, Brookings Papers on Economic Activity, No.1, (1990), 215-254.

Ball L., “Why Does High Inflation Raise Inflation Uncertainty?”, Journal of Monetary Economics, No.1, (1992), 371-388.

Ball L. ve Mankiw N.G., “The NAIRU in Theory and Practice”, Journal of Economic Perspectives, No.16, (2002), 115–136.

Barro R. ve Gordon D., “Rules, Discretion and Reputation in a Model of Monetary Policy”, Journal of Monetary Economics, No.12, (1983), 101-121.

Batten D.S., “Inflation: The Cost-Push Myth”, Federal Reserve Bank of St.Louis Review, Vol.63, No.6, (1981), 20-26.

Berument H., Kıvılcım M.Ö. ve Neyaptı B., “Modelling Inflation Uncertainty Using EGARCH: An Application to Turkey”, (2001), <http://www.econturk.org/Turkisheconomy/kivil2.pdf>, Erişim tarihi: 23.05.2011.

Berument H. ve Dinçer N.N., “Inflation and Inflation Uncertainty in the G-7 Countries”, *Physica A*, No.348, (2005), 371-379.

Berument H., Yalçın Y. ve Yıldırım J.O., “The Inflation and Inflation Uncertainty Relationship for Turkey: a Dynamic Framework”, *Empirical Economics*, No.41, (2011), 293-309.

Bidarkota P.V., “Alternative Regime Switching Models for Forecasting Inflation”, *Journal of Forecasting J. Forecast*, No. 20, (2001), 21-35.

Bikker J.A., “Inflation Forecasting for Aggregates of the EU-7 and EU-14 with Bayesian VAR Models”, *Journal of Forecasting*, No.17, (1998), 147-165.

Boinet V. ve Martin C., “The Perverse Response of Interest Rates”, *Economics Letters*, No.99, (2008), 418 – 420.

Bollerslev T., “Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, No.31, (1986), 307-327.

Bomberger W.A., “Disagreement as a Measure of Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.28, No.3, (1996), 381-392.

Bos C.S., Franses O.H. ve Ooms M., “Inflation, Forecast Intervals and Long Memory Regression Models”, *International Journal of Forecasting*, No.18, (2002), 243–264.

Brooks C., *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, Cambridge, 2004.

Bozkurt H., *Zaman Serileri Analizi*, Ekin Kitapevi, Bursa, 2007.

Bredin D. ve Fountas F., “Macroeconomic Uncertainty and Macroeconomic Performance: Are They Related?”, *The Manchester School*, Vol.73, No.1, (2005), 58–76.

Bronfenbrenner M. ve Holzman F.D., “Survey of Inflation Theory”, *American Economic Review*, Vol.53, No.4, (1963), 593-661.

Brunner A. ve Hess G., “Are Higher Levels of Inflation Less Predictable? A State Dependent Conditional Heteroscedasticity Approach”, *Journal of Business and Economic Statistics*, No.11, (1993), 187-197.

Büyükakın T., “Phillips Eğrisi: Yarım Yüzyıldır Bitmeyen Tartışma”, *İ.Ü. Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi*, No.39, (2008), 133-159.

Case K.E. ve Fair R.C., *Principles of Economics*, Prentice Hall, Fifth Edition, New Jersey, 1999.

Canzoneri, M., “Monetary Policy Games and the Role of Private Information”, *American Economic Review*, No.75, (1985), 1056-1070.

Celasun O., Gelos R.G. ve Prati A., “Would “Cold Turkey” Work in Turkey?”, *IMF Working Paper*, Vol. 51, No. 3, (2003), 1-19.

Celasun, O., “Sticky Inflation and the Real Effects of Exchange Rate-Based Stabilization”, *Journal of International Economics*, No. 70, (2006), 115-139.

Claar V.V., “Is The NAIRU More Useful in Forecasting Inflation Than the Natural Rate of Unemployment”, *Applied Economics*, Vol.38, No.18, (2006), 2179-2189.

Clark P., Laxton D. ve Rose D., “Asymmetry in the U.S. Output-Inflation Nexus”, *Staff Papers - International Monetary Fund*, Vol. 43, No. 1, (1996), 216-251.

Claus I., “Is the Output Gap A Useful Indicator of Inflation?”, *Reserve Bank of New Zealand, Discussion Paper Series*, No.5, (2000), 1-21.

Coe D.T. ve McDermott C.J., “Does the Gap Model Work in Asia?”, *International Monetary Fund*, Vol. 44, No.1, (1997), 59-80.

Colander D.C., *Economics*, McGraw-Hill Irwin, Fourth Edition, New York, 2001.

Cosimano T.F. ve Jansen D.W., “Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model: Comment”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol.20, No.3, Part.1, (1988), 409-421.

Condrad C. ve Karanasos M., “On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in USA, Japan and the UK: A Dual Long Memory Approach”, *Japan and the World Economy*, Vol.17, No.3, (2005), 327-343.

Crawford A. ve Kasumovich M., “Does Inflation Uncertainty Vary with the Level of Inflation?”, *Bank of Canada Working Paper*, (1996), 1-56.

Cukierman A. ve Wachtel P., “Differential Inflationary Expectations and the Variability of the Rate of Inflation: Theory and Evidence”, *The American Economic Review*, Vol.69, No.4, (1979), 595-609.

Cukierman A. ve Wachtel P., “Inflationary Expectations: Reply and Further Thoughts on Inflation Uncertainty”, *American Economic Review*, No.72, (1982), 508-512.

Cukierman A. ve Meltzer A., “A Theory of Ambiguity, Credibility and Inflation Under Discretion and Asymmetric Information”, *Econometrica*, No.54, (1986), 409-421.

Cukrowski J. ve Kavelashvili G., “Inflation and Adjustment of Relative Prices in Georgia”, *CASE-CEU Working Papers Series*, No. 42, (2002), 1-54.

Çatik A.N., Martin C. ve Önder A.Ö., “Relative Price Variability and the Phillips Curve: Evidence from Turkey”, *Journal of Economic Studies*, Vol. 38, No.5, (2011), 546 – 561.

Çetinkaya A.A. ve Yavuz D., “Calculation of Output-Inflation Sacrifice Ratio: The Case of Turkey”, *The Central Bank of the Republic of Turkey Research Department Working Paper*, No.11, (2002), 1-19.

Daal E., Naka A. ve Sanchez B., “Re-examining Inflation and Inflation Uncertainty in Developed and Emerging Countries”, *Economics Letters*, No. 89, (2005), 180 – 186.

Davis G. ve Kanago B., “On Measuring the Effect of Inflation Uncertainty on Real GNP Growth”, Oxford Economic Papers, No. 48, (1996), 163-175.

Debelle G. ve Vickery J., “Is The Phillips Curve A Curve? Some Evidence and Implications for Australia”, Reserve Bank of Australia Economic Research Department, Research Discussion Paper, No. 9706, (1997), 1-36.

Debelle G. ve Vickery J., ““Is the Phillips Curve A Curve? Some Evidence and Implications for Australia”, The Economic Record, Vol.74, No.227, (1998), 384- 398.

Devereux M., “A Positive Theory of Inflation and Inflation Variance”, Economic Inquiry, Vol.27, No.1, (1989), 105-116.

Doan A., User Manual: RATS Version 3.10, Evanston, IL: VAR Econometrics, (1990).

Dornbusch R. ve Fischer S., Makro Ekonomi, çev. Yıldırım E., Akademi Yayınları, 1. Basım, İstanbul, 1998.

Enders W., Applied Econometric Time Series, John Wiley and Sons Ltd., Second Edition, New York, 2004.

Engle R.F., “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation”, Econometrica, Vol.50, No.4, (1982), 987-1008.

Engle R.F., “Estimates of the Variance of U. S. Inflation Based upon the ARCH Model”, Journal of Money, Credit and Banking, Vol.15, No.3, (1983), 286-301.

Eren E. ve Çiçek S., “Küreselleşme ve Enflasyon: Küresel Çıktı Açığı Hipotezi : Türkiye Örneği”, EconAnadolu: Anadolu Uluslararası İktisat Kongresi, Eskişehir, (2009), 1-18.

Erkam S., “Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği: Türkiye Örneği”, Sosyo-Ekonomi, No.1, (2008), 157-175.

Erlat H., “Long Memory in Turkish Inflation Rates”, (2001), <http://www.luc.edu/orgs/meea/volume3/herlat/>, Erişim tarihi: 06.01.2012.

Evans M., “Discovering the Link between Inflation Rates and Inflation Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 23, No.2, (1991), 169-184.

Evans M. ve Wachtel P., “Inflation Regimes and the Sources of Inflation Uncertainty”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No.3, Part. 2, (1993), 475-511.

Ewing B.T. ve Seyfried W.L., “A New Line on the Phillips Curve: A Comment”, *Social Science Quarterly*, Vol.80, No.1, (1999), 193-196.

Federal Reserve Bank of St. Louis , “Projecting Potential Growth: Issues and Measurement”, *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, Vol. 91, No.4, (2009), 179–395.

Fritzer F., Moser G. ve Scharler J., “A Forecasting Austrian HICP and its Components Using VAR and ARIMA Models”, *Oesterreichische Nationalbank (Austrian Central Bank) Working Papers*, No. 73, (2002), 1-45.

Fischer S., “Long-term Contracts, Rational Expectations and the Optimal Money Supply”, *Journal of Political Economy*, Vol. 85, No. 1, (1977), 191–205.

Fischer S. ve Modigliani F., "Towards an Understanding of the Real Effects and Costs of Inflation", *Weltwirtschaftliches Archiv*, No.114, (1978), 810-833.

Fischer S., “Towards and Understanding of the Costs of Inflation”, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, Vol.15, (1981), 5-42.

Fisher J.D.M., Liu C.T. ve Zhou R., “When Can We Forecast Inflation? Economic Perspectives”, *Federal Reserve Bank of Chicago*, No. 26, (2002), 30–42.

Fountas S., “The Relationship Between Inflation and Inflation Uncertainty in the UK: 1885-1998”, *Economic Letters*, No.74, (2001), 77-83.

Fountas S., Ioannidi A. ve Karanasos M., “Inflation, Inflation-Uncertainty, and a Common European Monetary Policy”, *Manchester School*, Vol.72, No.2, (2004), 221-242.

Friedman M., "The Role of Monetary Policy", *American Economic Review*, Vol.58, No.1, (1968), 1-17.

Friedman M., "Nobel Lecture: Inflation and Unemployment", *The Journal of Political Economy*, Vol.85, No.3, (1977), 451-472.

Frisch H., "Inflation Theory 1963-1975: A Second Generation Survey", *Journal of Economic Literature*, Vol.15, No.4, (1977), 1289-1317.

Froyen R.T. ve Waud N.W., "An Examination of Aggregate Price Uncertainty in Four Countries and Some Implications for Real Output", *International Economic Review*, Vol. 28, No. 2, (1987), 353-372.

Golob J.E., "Does Inflation Uncertainty Increase with Inflation?", *Federal Reserve Bank of Kansas City Economic Review*, No.Q-III, (1994), 27-38.

Gordon R., "Can the Inflation of the 1970s be Explained?", *Brookings Papers on Economic Activity*, No.1, (1977), 253-279.

Granger C.W.J., "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods", *Econometrica*, No. 37, (1969), 553-560.

Granger C.W.L. ve Jeon Y., "Comparing Forecasts of Inflation Using Time Distance", *International Journal of Forecasting*, No.19, (2003), 339-349.

Greene W.H., *Econometric Analysis*, Prentice Hall, Fifth Edition, New York, 2003.

Grier K.B. ve Perry M.J., "On Inflation and Inflation Uncertainty in the G7 Countries", *Journal of International Money and Finance*, No.17, (1998), 671-689.

Grier K.B. ve Perry M.J., "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some Garch-M Evidence", *Journal of Applied Econometrics*, No.15, (2000), 45-58.

Gujarati D.N., Basic Econometrics, The McGraw–Hill Companies, Fourth Edition, Singapore, 2004.

Günçavdı,G., Levent, H. ve Ülengin, B. “Yüksek ve Değişken Enflasyonun Tahmininde Alternatif Modellerin Karşılaştırılması”, ODTU Gelişme Dergisi, No.27, (2000),149-171.

Hafer R.W., “Inflation Uncertainty and a Test of the Friedman Hypothesis”, Federal Reserve Bank of St.Louis Working Paper, No.006A, (1985), 1-13.

Hafer R.W. ve Sheehan R.G., “On the Sensitivity of VAR Forecasts to Alternative Lag Structures”, Federal Reserve Bank of St.Louis Working Paper Series, No.004A, (1987), 1-24.

Hafer R.W. ve Hein S.E., “Forecasting Inflation Using Interest-Rate and Time-Series Models: Some International Evidence”, The Journal of Business, Vol. 63, No. 1, (1990), 1-17.

Hasanov M.“Enflasyon Belirsizliğinin Üretim Üzerindeki Etkileri: Türkiye Örneği”, Doğuş Üniversitesi Dergisi, Cilt.9, Sayı.2, (2008),191-206.

Hèctor A. ve Valle S., “Inflation Forecasts with ARIMA and Vector Autoregressive Models in Guatemala”, Economic Research Department Banco De Guatemala Working Paper, (2002), 1-20.

Hodrick R. ve Prescott E.C., “Postwar U.S. Business Cycles: An Empirical Investigation”, Journal of Money, Credit, and Banking, Vol. 29, No. 1, (1997), 1 – 16.

Holland A.S., “Wage Indexation and the Effect of Inflation Uncertainty on Employment: An Empirical Analysis”, The American Economic Review, Vol. 76, No. 1, (1986), 235-243.

Holland A.S., “Indexation and the Effect of Inflation Uncertainty on Real GNP”, The Journal of Business, Vol 61, No. 4, (1988), 473-484.

Holland A.S., “Inflation and Uncertainty: Tests for Temporal Ordering”, Journal of Money, Credit and Banking, No.27, (1995), 827-837.

Hubrich K., “Forecasting euro area inflation: does aggregating forecasts by HICP component improve fore-cast accuracy?”, *International Journal of Forecasting*, No.21, (2005), 119–136.

İşgüden T., *Makro İktisat, Bilim Teknik Yayınevi*, 3. Basım, İstanbul, 1988.

Johnston J. ve Dinardo J., *Econometric Methods*, The McGraw-Hill Companies, Fourth Edition, Singapore, 1997.

Johnson D.R., “The Effect of Inflation Targeting on the Behavior of Expected Inflation: Evidence from an 11 Country Panel”, *Journal of Monetary Economics*, No.49, (2002), 1521-1538.

Kang H., “Univariate ARIMA Forecasts of Defined Variables”, *Journal of Business & Economic Statistics*, Vol. 4, No. 1, (1986), 81-86.

Kantor L.G., “Inflation Uncertainty and Real Economic Activity: An Alternative Approach”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 68, No. 3, (1986), 493-500.

Kamada K., “Real-Time Estimation of the Output Gap in Japan and its Usefulness for Inflation Forecasting and Policymaking”, *Discussion Paper Series 1 / Volkswirtschaftliches Forschungszentrum der Deutschen Bundesbank*, No.14, (2004), 1-52.

Katsimbris G.M., “The Relationship Between the Inflation Rate, Its Variability and Output Growth Variability: Disaggregated International Evidence”, *Journal of Money, Credit and Banking*, No.17, (1985), 179-188.

Kepkep, Naci. *Enflasyon Kuramlar-Politikalar ve Avusturya Keynesciliği*. İstanbul:Cem Yayınevi, 1991.

Keskek S. ve Orhan M., “Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey”, *Applied Economics*, No.42, (2010), 1281-1291.

Kılıçbay, A., *Türk Ekonomisinde Enflasyonun Anatomisi*, Matbaa Teknisyenleri Basımevi, İstanbul, 1984.

Kiley M.T., “Output gaps”, Finance and Economics Discussion Series, Federal Reserve Board, Washington, DC., No.27, (2010), 1-53.

Kontonikas A., “Inflation and Inflation Uncertainty in The United Kingdom, Evidence from GARCH Modelling”, Economic Modelling, No.21, (2004), 525–543.

Korkmaz S., “Yeni Keynesyen Phillips Eğrisinin Türkiye’ye Uygulanması”, ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi, Vol. 6, No.11, (2010), 141–162.

Krugman P.R. ve Obstfeld M., “International Economics: Theory and Policy”, Addison-Wesley, Sixth Edition, Boston, 2003.

Kuştepli Y., “A Comprehensive Short-Run Analysis of a (Possible) Turkish Phillips Curve”, Applied Economics, No.37, (2005), 581-591.

Levi M.D. ve Makin J., “Inflation Uncertainty and the Phillips Curve: Some Empirical Evidence”, American Economic Review, No.70, (1980), 1022-1027.

Lipsey R.G., “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1862-1957: A Further Analysis”, Economica, Vol.27, No.105, (1960), 1-31.

Lipsey, Richard G., Peter O. Steiner, Douglas D. Purvis ve Paul N. Courant, İktisat, Çev. Çakmak A., Bilim Teknik Yayınevi, İstanbul, 1984.

Logue D. ve Willet T., "A Note on the Relation Between the Rate and Variability of Inflation", Economica, No.43, (1976), 151-158.

Lucas E.L., “Unemployment Policy”, The American Economic Review, Vol.68, No.2, (1978), 353-357.

Lütkepohl H., New Introduction to Multiple Time Series Analysis, Springer, Berlin, 2005.

Malinov M.J. ve Sommers P.M., “A New Line on the Phillips Curve”, Social Science Quarterly, Vol.78, No.3, (1997), 740-746.

Maddala G.S., "Introduction to Econometrics", John Wiley and Sons Ltd., Third Edition, England, 2002.

Mankiw N.G., Principles of Macroeconomics, The Dryden Press, Orlando, 1998.

Mankiw N.G., Ricardo R. ve Wolfers J., "Disagreement about Inflation Expectations", Stanford Research Paper Series, No. 1807, (2003), 1-63.

Mankiw N.G., Makroekonomi, Çev. Çolak Ö.F., Eflatun Yayınevi, Ankara, 2009.

Makin J., "Anticipated Money, Inflation Uncertainty and Real Economic Activity", The Review of Economics and Statistics, Vol.64, No.1, (1982), 126-134.

McCallum B.T., "Rational Expectations", The Battle Against Unemployment and Inflation, der. Baily M.N. ve Okun A.M., 144-152, Norton& Company, 3rd Ed., New York, 1982.

McConnell C.R. ve Brue S.L., Economics: Principles, Problems and Policies, McGraw-Hill Irwin, Sixteenth Edition, New York, 2005.

Meade E.E. ve Thornton D.L. "The Phillips Curve and US Monetary Policy: What the FOMC Transcripts Tell Us", Oxford Economic Papers, No. 64, (2012), 197-216.

Meyler A., Kenny G. ve Quinn T., "Forecasting Irish Inflation Using ARIMA Models", Central Bank of Ireland Technical Paper, No. 3, (1998), 1-46.

Mitchell J., "The importance of Long Run Structure for Impulse Response Analysis in VAR Models", NIESR Discussion Paper, No. 172, (2000), 1-10.

Mitra D. ve Rashid M., "Comparative Accuracy of Forecasts of Inflation: A Canadian Study", Applied Economics, No.28, (1996), 1633-1637.

Modigliani F. ve Papademos L., "Targets for Monetary Policy in the Coming Year", Brookings Papers on Economic Activity, Vol. 1975, No. 1, (1975), 141-165.

Mullineaux D.J., “Unemployment, Industrial Production, and Inflation Uncertainty in the United States”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 62, No. 2, (1980), 163-169.

Muth J.F., “Rational Expectations and the Theory of Price Movements”, *Econometrica*, Vol. 29, No. 3, (1961), 315-335.

Nas T.F. ve Perry M.J., “Inflation, Inflation Uncertainty and Monetary Policy in Turkey: 1960-1998”, *Contemporary Economic Policy*, Vol.18, No.2, (2000), 170-180.

Nas T.F. ve Perry M.J., “Turkish Inflation and Real Output Growth, 1963–2000”, *Russian and East European Finance and Trade*, Vol. 37, No. 6, (2001), 31-46.

Nazar D., Farshid P. ve Mojtaba K.Z.A., “Asymmetry Effect of Inflation on Inflation Uncertainty in Iran: Using from EGARCH Model, 1959-2009”, *American Journal of Applied Sciences*, No.7(4), (2010), 535-539.

Nell K., “Is Low Inflation a Precondition for Faster Growth? The Case of South Africa”, *Department of Economics University of Kent, Studies in Economics 0011*, (2000), 1-29.

Neyaptı B.(2000), “Inflation and Inflation Uncertainty in Turkey: Evidence from the Past Two Decades”, (2000), <http://www.bilkent.edu.tr/~neyapti/shortstudies/012000.pdf>, Erişim Tarihi: 20.04.2011.

Neiss K.S. ve Nelson E., “Inflation Dynamics, Marginal Cost and the Output Gap: Evidence from Three Countries”, *Journal of Money, Credit and Banking*, No. 37, (2005), 1019–1045.

Ng S.T., Cheung S.O., Skitmore M. ve Wong T.C.Y., “An Integrated Regression Analysis and Time Series Model for Construction Tender Price Index Forecasting”, *Construction Management and Economics*, No. 22, (2004), 483–493.

Ng S. ve Perron P., “Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power”, *Econometrica*, No.69, (2001), 1529–1554.

Niskaken W.A., “On the Death of the Phillips Curve”, *Cato Journal*, Vol.22, No.2, (2002), 193-198.

Nwani V.M., Tchokote J. ve Obiora I.K., “Inflation and Inflation Uncertainty in Nigeria: Evidence from GARCH Modelling”, (2003), <http://dc152.4shared.com/doc/-7INO6II/preview.html>, Eriřim tarihi: 25.01.2012.

Okun A.M., “The Mirage of Steady Inflation”, Brookings Papers on Economic Activity, No.2, (1971), 485- 498.

Oltulular S. ve Terzi H., “Yüksek Enflasyon, Enflasyon Belirsizliliğini Arttırıyor mu?”, Ekonometri ve İstatistik Dergisi, No.3, (2006), 1-22.

Orhan O. Z. ve Erdoğan S, Para Politikası, Avcılar Ofset, İstanbul, 2002.

Önder A.Ö., “Forecasting Inflation in Emerging Markets by Using the Phillips Curve and Alternative Time Series Models”, Emerging Markets Finance & Trade, Vol. 40, No. 2, (2004), 71-82.

Önder A.Ö., “The Stability of the Turkish Phillips Curve and Alternative Regime Shifting Models”, Applied Economics, No.41, (2009), 2597–2604.

Öniř Z. ve Özmucur S., “ Exchange Rates, Inflation and Money Supply in Turkey: Testing the Vicious Circle Hypothesis” , Journal of Development Economics, Vol 32, No. 1, (1990), 133–154.

Österholm P., “Can Forecasting Performance be Improved by Considering the Steady State? An Application to Swedish Inflation and Interest Rate”, Journal of Forecasting, No.27, (2008), 41-51.

Özcan M.K., Berument H. ve Neyaptı B., ”Dynamics of Inflation and Inflation Inertia in Turkey”, Journal of Economic Cooperation, Vol. 25, No. 3, (2004), 63-86.

Özdemir Z.A. ve Fisunoğlu M., “On the Inflation-Uncertainty Hypothesis in Jordan, Philippines and Turkey: A Long Memory Approach”, International Review of Economics and Finance, No.17, (2008), 1-12.

Özdemir K.A.ve Saygılı M., “Monetary Pressures and Inflation Dynamics in Turkey: Evidence from P-Star Model”, *Emerging Markets Finance & Trade*, Vol. 45, No. 6, (2009), 69–86.

Özer M. ve Türkyılmaz S., “Türkiye’de Enflasyon ile Enflasyon Belirsizliği Arasındaki İlişkinin Zaman Serisi Analizi”, *İktisat, İşletme ve Finans Dergisi*, Vol.20, No.229, (2005), 93-104 .

Özgen F. B. ve Güloğlu B., “Türkiye’de İç Borçların İktisadi Etkilerinin VAR Tekniği ile Analizi”, *ODTÜ Gelişme Dergisi*, No. 31, (2004), 973-114.

Parasız İ., *Makro Ekonomi Teori ve Politika*, Ezgi Kitabevi, 7.basım, Bursa, 1991.

Parasız İ., *Para Politikası Türkiye Uygulaması*, Ezgi Kitabevi, Bursa, 1998.

Parkin M., *Economics*, Pearson Addison-Wesley, Seventh Edition, USA, 2005.

Paya M., *Para Teorisi Ve Para Politikası*, Filiz Kitabevi, İstanbul, 1998.

Payne J.E., Martin T.L. ve Potter S.N., “A New Line on the Phillips Curve: Additional Evidence on the U.S.”, *Social Science Quarterly*, Vol.81, No.2, (2000), 677-680.

Patterson K., *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, Palgrave Macmillan, New York, 2000.

Pesaran M. H., Shin Y. ve Smith R., “Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships”, *Journal of Applied Econometrics*, No.16, (2001), 289-326.

Phelps E.S., “Phillips Curves, Expectations of Inflation and Optimal Unemployment Over Time”, *Economica*, Vol. 34, No.135, (1967), 254-281.

Phillips A.W., “The Relation between Unemployment and the Rate of Change of Money Wage Rates in the United Kingdom, 1861-1957”, *Economica*, Vol. 25, No. 100, (1958), 283-299.

Pourgerami A. ve Maskus K.E., “The Effects of Inflation on the Predictability of Price Changes in Latin America: Some Estimates and Policy Implications”, *World Development*, Vol.15, No.2, (1987), 287-290.

Rachev S.T., Mittnik S., Fabozzi F.J., Focardi S.M. ve Jasic T., *Financial Econometrics*, John Wiley&Sons, Inc., New York, 2007.

Ratti R.A., “The Effects of Inflation Surprises and Uncertainty on Real Wages”, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 67, No. 2, (1985), 309-314.

Razzak W.A., “Testing the Rationality of the National Bank of New Zealand’s Survey Data”, *Reserve Bank of New Zealand Discussion Paper Series*, No. G97/5, (1997), 1-22.

Reijer A.D. ve Vlaar P., “Forecasting Inflation: An Art As Well As A Science”, *De Economist*, No.154, (2006), 19–40.

Rossi S., *Money and Inflation: A New Macroeconomic Analysis*, Edward Elgar Publishing Limited, USA, 2003.

Samuelson P.A. ve Solow R.M., “Problem of Achieving and Maintaining a Stable Price Level: Analytical Aspects of Anti-Inflation Policy”, *American Economic Review*, Vol. 50, No. 2, (1960), 177-194.

Samuelson P.A. ve Nordhaus W.D., *Economics*, McGraw-Hill International Editions, Fourteenth Edition, Singapore, 1992.

Samuelson P.A. ve Nordhaus W.D., *Economics*, Mc-Graw Hill International Edition, Eighteenth Edition, New York, 2005.

Saz G., “The Turkish Phillips Curve Experience and the New Keynesian Phillips Curve: A Conceptualization and Application of a Novel Measure for Marginal Costs”, *International Research Journal of Finance and Economics*, No.63, (2011), 8-45.

Schwert G.W., “Why Does Stock Market Volatility Change Over Time?”, *The Journal of Finance*, No.44, (1989), 1115-1153.

Sever E. ve Demir M., “Enflasyon Hedeflemesi Sürecinde Enflasyon ve Enflasyon Belirsizliği İlişkisinin Analizi”, Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi, Cilt. 24, No.1, (2008), 41-64.

Sevüktekin M. ve Nargeleçekenler M., “Ekonometrik Zaman Serileri Analizi”, Nobel Yayın Dağıtım, 2.Baskı, Ankara, 2007.

Sezen G., Urun E. ve Üstünişik A.A., “Phillips Eğrisinin Dönemsel Analizler ile Türkiye Ekonomisine Uygulanabilirliği”, 13. İktisat Öğrencileri Kongresi, İzmir, (2010), 1-30.

Shone R., Economic Dynamics: Phase Diagrams and Their Economic Application, Cambridge University Press, Second Edition, Cambridge, 2002.

Sims C.A. “Macroeconomics and Reality”, Econometrica, Vol.48, No.1, (1980), 1-48.

Staiger D., Stock J.H. ve Watson M.W., “The NAIRU, Unemployment and Monetary Policy”, Journal of Economic Perspectives, No.11, (1997), 33–49.

Stiglitz J., “Reflections on the Natural Rate Hypothesis”, Journal of Economic Perspectives, Vol.11, No.1, (1997), 3-10.

Şimşek M. ve Kadılar C., “Fisher Etkisinin Türkiye Verileri ile Testi”, Doğu Üniversitesi Dergisi, Vol.7, No.1, 2006, 99-111.

Telatar E. “Enflasyon Belirsizliğinin Endüstriyel Üretim Üzerindeki Etkisi: Türkiye Örneği”, İktisat, İşletme ve Finans, Cilt.11, Sayı.125, (1996), 52-63.

Telatar F. ve Telatar E., “The Relationship Between Inflation and Different Sources of Inflation Uncertainty in Turkey”, Applied Economics Letters, No.10, (2003), 431–435.

Thornton J., “High and Variable Inflation: Further Evidence on the Friedman Hypothesis”, South African Journal of Economics, Vol.74, No.2, (2006), 167-171.

Thornton J., “The Relationship between Inflation and Inflation Uncertainty in emerging Market Economies”, Southern Economic Journal, Vol.73, No.4, (2007), 858-870.

Tobin J., “Stabilization Policy Ten Years After”, *Brooking Papers on Economic Activity*, Vol. 1980, No. 1, (1980), s.19-89.

Tobin J., “Supply Constraints on Employment and Output: NAIRU Versus Natural Rate”, *International Conference in Memory of Fausto Vicarelli*, Rome, (1998), 1-24.

Tsay R.S., *Analysis of Financial Time Series: Financial Econometrics*, John Wiley&Sons, Inc., New York, 2002.

Turner D., “Speed Limit and Asymmetric Inflation Effects from the Output Gap in the Major Seven Economies”, *OECD Economic Studies*, No. 24, (1995), 57- 87.

Tüzüntürk S., “Panel Veri Modellerinin Tahmininde Parametre Heterojenliğinin Önemi: Geleneksel Phillips Eğrisi Üzerine Bir Uygulama”, *İktisadi ve İdari Bilimler Dergisi*, Cilt. 21, No.2, (2007), 1-14.

Ungar M. ve Zilberfarb B.Z., “Inflation and Its Unpredictability: Theory and Empirical Evidence”, *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 25, No. 4, (1993), 709-720.

Yalçınkaya T., “Risk ve Belirsizlik Algılamasının İktisadi Davranışlara Yansımaları”, *Muğla Üniversitesi İİBF Tartışma Tebliğleri*, No. 5, (2004), 1-18.

Yazgan M.E. ve Yilmazkuday H., “Inflation Dynamics of Turkey: A Structural Estimation”, *Studies in Nonlinear Dynamics & Econometrics*, Vol.9, No.1, (2005), 1-13.

Warne A., “Lecture Notes on Stuructural Vector Autoregression”, (2004), http://texlips.hypermart.net/download/lecture_notes.pdf, Erişim tarihi: 06.06.2011.

Williams J.C., “Inflation Persistence in an Era of Well-Anchored Inflation Expectations”, *FRBSF Economic Letter*, No.27, 2006, 1-4.

Zarnowitz V. ve Lambros L.A., “Consensus and Uncertainty in Economic Prediction”, *The Journal of Political Economy*, Vol.95, No.3, (1987), 591-621.

İnternet Kaynakları

BDDK, Bankacılık Sektörü Yönetici Kesimi Beklenti Anketi, http://www.bddk.org.tr/WebSitesi/turkce/Istatistiki_Veriler/Uc_Aylik_Raporlar/Uc_Aylik_Raporlar.aspx , (Erişim Tarihi: 26 Mayıs 2009).

İTO, Ekonomik Durum Tespiti Anketi, http://www.iso.org.tr/tr/web/StatikSayfalar/Kutuphane_yayinlar_detay.aspx#57, (Erişim Tarihi: 26 Mayıs 2009).

TCMB, Beklenti Anketine İlişkin Bilgi Notu, <http://www.tcmb.gov.tr/> , (Erişim Tarihi: 25 Mayıs 2009).

TCMB, İktisadi Yönelim Anketi (İYA)’ne İlişkin Bilgi Notu, <http://www.tcmb.gov.tr/>, (Erişim Tarihi:25 Mayıs 2009).

TCMB, Para Stoku Tanımı, <http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/yayin/parabank/degisiklik2.html>, (Erişim Tarihi: 21.10.2010).

TCMB, Tüketici Eğilim Anketi ve Tüketici Güven Endeksi (TÜİK - TCMB) genel açıklama, <http://www.tcmb.gov.tr/> , (Erişim Tarihi: 25 Mayıs 2009).

TCMB, Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası Veri Portalı, <http://www.tcmb.gov.tr>.

TUIK, Türkiye Cumhuriyeti İstatistik Kurumu Veri Portalı, <http://www.tuik.gov.tr>.

YASED, Barometre Anketi, <http://www.yased.org.tr/webportal/Turkish/Yayinlar/Pages/BarometreAnketSonuclari.aspx> , (Erişim Tarihi: 26 Mayıs 2009).

EK 1- VAR MODELİNİN KESTİRİM SONUÇLARI

	TUFE	BEK	DOV	SUE	BEL	M2	FAİZ
TUFE(-1)	1.055254 (0.12627) [8.35694]	0.136507 (0.08371) [1.63081]	-0.002501 (0.00540) [-0.46307]	-0.002752 (0.01081) [-0.25466]	0.044573 (0.02719) [1.63944]	0.000533 (0.00194) [0.27421]	0.032264 (0.12086) [0.26694]
TUFE (-2)	-0.179708 (0.12066) [-1.48943]	-0.116895 (0.07998) [-1.46153]	0.004901 (0.00516) [0.94979]	0.004883 (0.01033) [0.47281]	-0.052140 (0.02598) [-2.00706]	-4.52E-06 (0.00186) [-0.00244]	-0.081314 (0.11549) [-0.70410]
BEK(-1)	0.157010 (0.16006) [0.98094]	0.774640 (0.10610) [7.30081]	0.005486 (0.00685) [0.80131]	0.013593 (0.01370) [0.99224]	-0.062970 (0.03446) [-1.82718]	0.001613 (0.00246) [0.65534]	0.022706 (0.15321) [0.14821]
BEK(-2)	-0.188292 (0.15842) [-1.18856]	-0.400421 (0.10502) [-3.81297]	-0.002750 (0.00678) [-0.40584]	-0.013983 (0.01356) [-1.03133]	0.028304 (0.03411) [0.82980]	-0.000557 (0.00244) [-0.22846]	-0.153422 (0.15163) [-1.01179]
DK(-1)	-4.428515 (3.15904) [-1.40185]	1.396558 (2.09410) [0.66690]	0.300975 (0.13511) [2.22759]	0.021961 (0.27037) [0.08123]	0.828613 (0.68017) [1.21824]	-0.052308 (0.04858) [-1.07669]	8.743560 (3.02373) [2.89165]
DK(-2)	1.766481 (3.05133) [0.57892]	-0.205147 (2.02270) [-0.10142]	-0.280573 (0.13051) [-2.14990]	-0.635274 (0.26115) [-2.43257]	0.109243 (0.65698) [0.16628]	-0.076610 (0.04693) [-1.63258]	-0.802441 (2.92063) [-0.27475]
SUE(-1)	0.230326 (1.30527) [0.17646]	0.280047 (0.86525) [0.32366]	-0.059850 (0.05583) [-1.07206]	0.461386 (0.11171) [4.13007]	-0.317791 (0.28104) [-1.13078]	0.042637 (0.02007) [2.12404]	4.635551 (1.24936) [3.71033]
SUE(-2)	1.753852 (1.36586) [1.28406]	1.138638 (0.90542) [1.25759]	0.024343 (0.05842) [0.41671]	0.193178 (0.11690) [1.65252]	-0.037833 (0.29408) [-0.12865]	-0.052684 (0.02101) [-2.50815]	-0.495507 (1.30736) [-0.37901]
BEL(-1)	0.304023 (0.55741) [0.54542]	0.417078 (0.36950) [1.12876]	-0.025688 (0.02384) [-1.07750]	0.041981 (0.04771) [0.87999]	-0.158087 (0.12002) [-1.31722]	-0.002997 (0.00857) [-0.34965]	-0.236450 (0.53353) [-0.44318]
BEL(-2)	0.197975 (0.56824) [0.34840]	0.768890 (0.37668) [2.04121]	-0.033554 (0.02430) [-1.38062]	-0.046760 (0.04863) [-0.96147]	-0.209598 (0.12235) [-1.71313]	-0.026293 (0.00874) [-3.00871]	-1.086873 (0.54390) [-1.99828]

VAR MODELİNİN KESTİRİM SONUÇLARI (devam)

M2(-1)	11.53123 (8.57006) [1.34553]	-3.653614 (5.68101) [-0.64313]	0.393232 (0.36654) [1.07282]	-0.663150 (0.73348) [-0.90411]	-1.780699 (1.84522) [-0.96504]	0.254407 (0.13180) [1.93030]	-26.67205 (8.20298) [-3.25151]
M2(-2)	-5.102766 (7.12761) [-0.71592]	0.523257 (4.72482) [0.11075]	0.077304 (0.30485) [0.25358]	0.396398 (0.61003) [0.64980]	0.378342 (1.53464) [0.24653]	0.147769 (0.10961) [1.34809]	8.149854 (6.82231) [1.19459]
FAIZ(-1)	0.165781 (0.12502) [1.32604]	-0.130898 (0.08287) [-1.57948]	-0.002223 (0.00535) [-0.41581]	0.020630 (0.01070) [1.92802]	0.000995 (0.02692) [0.03695]	0.000669 (0.00192) [0.34782]	0.262120 (0.11966) [2.19046]
FAIZ(-2)	-0.151852 (0.11597) [-1.30936]	-0.066509 (0.07688) [-0.86512]	0.000388 (0.00496) [0.07827]	-0.011443 (0.00993) [-1.15284]	0.028621 (0.02497) [1.14621]	0.000109 (0.00178) [0.06097]	-0.184235 (0.11101) [-1.65969]
C	1.321267 (0.95121) [1.38904]	0.546328 (0.63055) [0.86643]	-0.078055 (0.04068) [-1.91861]	-0.011718 (0.08141) [-0.14394]	-1.130492 (0.20480) [-5.51986]	-0.019010 (0.01463) [-1.29951]	-0.656600 (0.91047) [-0.72117]
R ²	0.831994	0.528691	0.262609	0.498726	0.209250	0.271376	0.422013
Düzeltilmiş R ²	0.799774	0.438303	0.121191	0.402591	0.057599	0.131640	0.311166
Hata Kareleri Toplamı	49.38298	21.70006	0.090335	0.361735	2.289305	0.011679	45.24315
S.E. denklemleri	0.822484	0.545217	0.035178	0.070394	0.177089	0.012649	0.787254
F- istatistikleri	25.82202	5.849132	1.856973	5.187785	1.379814	1.942063	3.807171
Log likelihood	-99.44642	-63.26562	177.9223	116.8774	35.69331	267.9331	-95.59402
Akaike AIC	2.601055	1.778764	-3.702780	-2.315395	-0.470302	-5.748479	2.513501
Schwarz SC	3.023328	2.201037	-3.280507	-1.893121	-0.048029	-5.326205	2.935774
Mean dependent	8.365227	-0.570621	0.002111	0.009875	-0.881760	0.017902	-0.108864
S.D. dependent	1.838089	0.727475	0.037525	0.091075	0.182420	0.013574	0.948544

VAR MODELİNİN KESTİRİM SONUÇLARI (devam)

Determinant resid covariance (dof adj.)	1.72E-12
Determinant resid covariance	4.64E-13
Log likelihood	375.4818
Akaike bilgi kriteri	-6.147314
Schwarz kriteri	-3.191401

ÖZGEÇMİŞ

Adı ve SOYADI : Pınar KAYA SAMUT

Doğum Tarihi ve Yeri : 26.03.1980 / BOLU

Medeni Durumu : Evli

Eğitim Durumu

Mezun Olduğu Lise : Antalya Anadolu Lisesi, ANTALYA, 1998.

Lisans Diploması : Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. İşletme Bölümü, İSTANBUL, 2003.

Yüksek Lisans Diploması : Marmara Üniversitesi SBE Sayısal Yöntemler Anabilim Dalı, İSTANBUL, 2006.

Tez Konusu : “Ekonomik Aktörlerin Enflasyonla İlgili Beklentilerinin Fuzzy Değişkenlerle Belirlenmesi ve Ölçülmesi”
(Tez Danışmanı: Prof.Dr. İsmail Hakkı Armutlulu)

Doktora Tez Çalışması : European Viadrina University, ALMANYA, 2010.

Yabancı Diller : İngilizce (İyi düzeyde), Almanca (Orta düzeyde)

Bilgisayar Bilgisi : Ms Office(Word, Excel, Powerpoint, Access), SPSS, E-Views, SAS, Gauss, Minitab, Furea, Lindo, TORA, WinDEAP, Mesleki Paket Programlar

Bilimsel Faaliyetler

SSCI (Social Science Citation Index) tarafından taranan dergilerde yayımlanan makaleler

- Özer, D., Nalbant, S., Ağlamış, E., Baran, F., Kaya Samut, P., Aktop, A. ve Hutzler, Y. (Article first published online: 23 July 2012), “Physical Education Teachers' Attitudes Towards Children with Intellectual Disability: The Impact of Time in Service, Gender, and Previous Acquaintance”, Journal of Intellectual Disability Research (SOC-A grubu dergi), Early View (Online Version of Record published before inclusion in an issue)

Uluslararası indeksler tarafından taranan dergilerde yayımlanan makaleler

- Kaya, P. ve Erdoğan Aktan, H. (2011), “Türk Tarım Sektörü Verimliliğinin Parametrik Olmayan Bir Yöntemle Analizi”, Akdeniz Üniversitesi Alanya İşletme Fakültesi Dergisi, cilt.3, sayı 1, s.261-282.
- Kaya, P., İpekçi Çetin, E. ve Kuruüzüm, A. (2011), “Çok Kriterli Karar Verme ile Avrupa Birliği ve Aday Ülkelerin Yaşam Kalitesinin Analizi”, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri ve İstatistik Dergisi, sayı 13, s.80-94.

Uluslararası bilimsel toplantılarda sunulan ve bildiri kitabında (Proceedings) basılan bildiriler

- Kaya, P., İpekçi Çetin, E. ve Kuruüzüm, A. (2011), “Çok Kriterli Karar Verme ile Avrupa Birliği ve Aday Ülkelerin Yaşam Kalitesinin Analizi”, 12th International Symposium on Econometrics Operations Research and Statistics.
- Kuruüzüm, A. ve Kaya, P. (2011), “Ortaöğretimde Toplam Faktör Verimliliği: İller Bazında Bir Araştırma” , 16th World Productivity Congress and European Productivity Conference Proceedings, s.344-355.
- Özer, D., Nalbant, S., Baran, F., Top, E. ve Kaya, P. (2010), “The Secondary School Physical Education Teacher's Attitude Toward Students With Intellectual Disabilities”, European Congress Of Adapted Physical Activity (EUCAPA)May 6 - 8, 2010 Jyväskylä, Finland.
- Öz, Ö., Kaya, P. ve Tosun, Ö. (2008), “Küresel Pazarlama Alanında Yapılan Araştırmalara İlişkin Bir Yazın Taraması”, International Symposium on Globalization, Democratization and Turkey Proceedings, s.214-223.

Kurs, Seminer ve Sertifikalar:

- Ekonomi Yaz Semineri, Pamukkale Üniversitesi, 2009.
- Ekonomi Yaz Semineri, Pamukkale Üniversitesi, 2008.
- ODTÜ İstatistik Lisansüstü Yaz Okulu, 2007.

Yürütülen Çalışma ve Faaliyetler:

Uluslararası Küreselleşme ve Demokratikleşme ve Türkiye Sempozyumu, Düzenleyici Komite Üyeliği, 2008.

İş Deneyimi

Staj	:Antalya Sanayi ve Ticaret Odası, Dış Ticaret Bölümü, ANTALYA, 2000.
Çalıştığı Kurumlar	:Akdeniz Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İşletme Ana Bilim Dalı, Sayısal Yöntemler Bilim Dalı, ANTALYA, Araştırma Görevlisi, 2006-2012.
	:Beykent Üniversitesi, İSTANBUL, Öğretim Görevlisi, 2004-2006.
	:Deniz Açıköğretim Dershanesi, İSTANBUL, İstatistik ve Matematik Dersleri Öğretmenliği, 2003-2006.
	:DEHA Açıköğretim Dershanesi, İSTANBUL, İstatistik ve Matematik Dersleri Öğretmenliği, 2003-2004.
E-Mail	: pinarkaya@akdeniz.edu.tr