

**KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ \* SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**İKTİSAT ANABİLİM DALI**

**İKTİSAT PROGRAMI**

**ÜRETİM DEĞİŞKENLİĞİ İLE BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ:  
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

**DOKTORA TEZİ**

**Aykut EKİNCİ**

**EYLÜL - 2011**

**TRABZON**

**KARADENİZ TEKNİK ÜNİVERSİTESİ \* SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ**

**İKTİSAT ANABİLİM DALI**

**İKTİSAT PROGRAMI**

**ÜRETİM DEĞİŞKENLİĞİ İLE BÜYÜME ARASINDAKİ İLİŞKİ:  
TÜRKİYE ÖRNEĞİ**

**DOKTORA TEZİ**

**Aykut EKİNCİ**

**Tez Danışmanı: Prof. Dr. Ersan BOCUTOĞLU**

**EYLÜL - 2011**

**TRABZON**

## ONAY

*Aykut EKİNCİ* tarafından hazırlanan “*Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişki: Türkiye Örneği*” adlı bu çalışma 09.09.2011 tarihinde yapılan savunma sınavı sonucunda oybirliği ile başarılı bulunarak jürimiz tarafından İktisat Anabilim dalında **doktora tezi** olarak kabul edilmiştir.

Prof. Dr. Ersan BOCUTOĞLU (Başkan-Danışman)

Prof. Dr. İhsan GÜNAYDIN

Prof. Dr. Haydar AKYAZI

Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE

Prof. Dr. Mahmut Hakan BERUMENT

Yukarıdaki imzaların, adı geçen öğretim üyelerine ait olduklarını onaylım. ... / ... /

Enstitü Müdürü

Doç. Dr. Yusuf ŞAHİN

## **BİLDİRİM**

Tez içindeki bütün bilgilerin etik davranış ve akademik kurallar çerçevesinde elde edilerek sunulduğunu, ayrıca tez yazım kurallarına uygun olarak hazırlanan bu çalışmada orijinal olmayan her türlü kaynağa eksiksiz atıf yapıldığını, aksinin ortaya çıkması durumunda her tür yasal sonucu kabul ettiğimi beyan ediyorum.

**Aykut EKİNCİ**

**09.09.2011**

## ÖNSÖZ

İktisat teorisinde, genel kabul gören görüş üretimdeki kısa dönemli dalgalanmaların uzun dönemli büyümeyi etkilemeyeceği yönündedir. Bu görüş; uzun dönemli büyümenin “büyüme” ve üretimdeki kısa dönemli değişimlerin “iktisadi dalgalanmalar” disiplinleri içerisinde birbirinden bağımsız iki teorik altyapı içerisinde analiz edilmeleri sonucunu beraberinde getirmiştir. Çalışma, Türkiye ekonomisi örneğinde üretim değişkenliği ile uzun dönemli büyüme arasındaki ilişkiye odaklanmaktadır.

Uzun soluklu doktora tez çalışmamın şekillenmesindeki katkılarından dolayı teşekkür etmem gereken kişilerin başında; daha üniversite ikinci sınıftaki ilk dersinde bilimsel düşünme yetkinliği ve araştırma isteği ile benim de bir araştırmacı olmamı sağlayan Prof. Dr. Ersan BOCUTOĞLU bulunmaktadır. Sayın Hocama, on yılı aşkın süredir gösterdiği bilimsel destek, duyduğu güven ve enerjimin azaldığı anlardaki yüreklendirmesi için müteşekkirim. Çalışmanın bilimsel altyapısının oluşmasındaki yönlendirmeleri, bilgiyi paylaşmadaki istekliliği ve bazen günler süren “acaba” sorularımın cevabı olduğu için Prof. Dr. Hakan BERUMENT’e, değerli öneri ve eleştirileri için Prof. Dr. İhsan GÜNAYDIN’a, yol gösterici soruları için Prof. Dr. Haydar AKYAZI’ya, bilimsel katkıları için Prof. Dr. Yakup KÜÇÜKKALE’ye teşekkür ederim. Ayrıca Doktora Tez Desteği için TÜBİTAK ve akademik çalışmalara verdiği kurumsal destek için Türkiye Kalkınma Bankası’na minnet borçluyum.

Tüm bu teşekkürlerin yapılabilmesini sağlayan eşim İlknur EKİNCİ’ye, eğitimime verdikleri önem için sevgili annem ve babam Selma-Mehmet EKİNCİ’ye ve saatlerce beni zevkle dinleyerek düşüncelerimin berraklaşmasını sağlayan kayınpederim İlyas MAHMUTOĞLU’na da ayrıca teşekkürlerimi sunuyorum.

Eylül 2011

Aykut EKİNCİ

## İÇİNDEKİLER

ÖNSÖZ .....	IV
İÇİNDEKİLER.....	V
ÖZET .....	IX
ABSTRACT.....	X
TABLolar LİSTESİ .....	XI
GRAFİKLER LİSTESİ.....	XV
KISALTMALAR LİSTESİ.....	XVII
GİRİŞ.....	1

## BİRİNCİ BÖLÜM

<b>1. TEORİ VE LİTERATÜR.....</b>	<b>8-28</b>
1.1. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki Negatif İlişki .....	10
1.2. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki Pozitif İlişki.....	19
1.3. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasında İlişki Olmaması Durumu.....	24

## İKİNCİ BÖLÜM

<b>2. DEĞİŞKENLİĞİN MODELLENMESİ.....</b>	<b>29-48</b>
2.1. Değişkenlik Kavramı.....	29
2.2. Tarihsel Değişkenlik veya Standart Sapma .....	30
2.3. Hareketli Ortalamalı Değişkenlik .....	31
2.4. Üssel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalı Değişkenlik .....	32
2.5. Ekonometri' de Değişen Varyans .....	33
2.5.1. ARCH Süreçleri .....	34
2.5.2. GARCH Modeli .....	38
2.5.3. GARCH Modelinin Alternatif Gösterimi .....	40
2.5.4. ARCH-LM Testi .....	41
2.5.5. Temel GARCH Modelinin Genişletilmesi .....	42

2.5.5.1. Asimetrik GARCH Modelleri .....	42
2.5.5.1.1. TARARCH Modeli.....	42
2.5.5.1.2. EGARCH Modeli .....	43
2.5.5.2. GARCH-M Modeli .....	44

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

<b>3. VERİ SETİ.....</b>	<b>46-60</b>
3.1. Logaritmik Büyüme.....	46
3.1.1. GSYH .....	46
3.1.2. Sanayi Üretim Endeksi .....	49
3.1.3. Net Elektrik Tüketimi .....	51
3.2. H-P Trende Göre Büyüme .....	54
3.2.1. GSYH .....	54
3.2.2. Sanayi Üretim Endeksi .....	57
3.2.3. Net Elektrik Tüketimi .....	58
3.3. Durağanlık.....	60

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

<b>4. UYGULAMA .....</b>	<b>61-124</b>
4.1. Uygulama İçin Ana Çerçeve.....	61
4.1.1. Model Belirleme .....	61
4.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti.....	62
4.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	62
4.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması .....	62
4.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması .....	63
4.1.6. Kukla Değişken Kullanımı .....	63
4.2. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Reel GSYH Aracılığıyla İncelenmesi.....	64
4.2.1. <i>bgsyh</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi .....	64
4.2.2. <i>bgsyh</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi (Kukla Değişkenli).....	67
4.2.2.1. Model Seçimi .....	67
4.2.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	69

4.2.2.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	69
4.2.2.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	72
4.2.2.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması.....	73
4.2.3. <i>bgsyhp</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi .....	74
4.2.4. <i>bgsyhp</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi (Kukla Değişkenli).....	76
4.2.4.1. Model Seçimi .....	78
4.2.4.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	79
4.2.4.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	80
4.2.4.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	82
4.2.4.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması .....	83
4.3. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sanayi Üretimi Aracılığıyla İncelenmesi.....	84
4.3.1. <i>bsue</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi .....	84
4.3.2. <i>bsuehp</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi .....	86
4.4. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Net Elektrik Tüketimi Aracılığıyla İncelenmesi.....	88
4.4.1. <i>bel</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi .....	88
4.4.1.1. Model Seçimi .....	88
4.4.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	89
4.4.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	89
4.4.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	92
4.4.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması .....	93
4.4.2. <i>belhp</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi .....	94
4.4.2.1. Model Seçimi .....	94
4.4.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	95
4.4.2.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	96
4.4.2.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	99
4.4.2.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması ....	100
4.5. Dönemsel Analiz .....	101
4.5.1. 1987-2010 Dönemi .....	101
4.5.1.1. <i>bel</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi.....	101
4.5.1.1.1. Model Seçimi .....	101
4.5.1.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	102
4.5.1.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	102
4.5.1.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	104



4.5.1.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması.....	105
4.5.1.2. <i>belhp</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi.....	106
4.5.1.2.1. Model Seçimi .....	106
4.5.1.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	107
4.5.1.2.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	108
4.5.1.2.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	109
4.5.1.2.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması.....	110
4.5.2. 1962-1979 Dönemi .....	112
4.5.2.1. <i>belhp</i> Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi.....	112
4.5.2.1.1. Model Seçimi .....	112
4.5.2.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti .....	113
4.5.2.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi .....	114
4.5.2.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması.....	116
4.5.2.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması.....	117
4.6. Uygulama Sonuçlarının Birlikte Değerlendirilmesi .....	118
<b>SONUÇ VE ÖNERİLER .....</b>	<b>125</b>
<b>YARARLANILAN KAYNAKLAR .....</b>	<b>130</b>
<b>ÖZGEÇMİŞ .....</b>	<b>137</b>

## ÖZET

Çalışma, Türkiye ekonomisi için üretim değişkenliği ile uzun dönemli büyüme arasındaki ilişkiyi incelemektedir. Bu amaçla, üçer aylık GSYH, aylık sanayi üretim endeksi ve net elektrik tüketimi serilerinden yararlanılmıştır. Çalışmada büyüme serisi, logaritmik ve H-P trende göre olmak üzere iki şekilde elde edilmiştir. Üretim değişkenliği ve büyüme arasındaki ilişki, GARCH-M, TARARCH-M ve EGARCH-M modelleri aracılığıyla incelenmiştir. Elde edilen sonuçlar, Türkiye ekonomisinde değişkenliğin büyümeyi negatif etkilediği ve bu etkileme sürecinde asimetrik etkinin tespit edilmediği yönünde sağlam ampirik kanıtlar sunmaktadır. Elde edilen bu negatif ilişki; iktisadi dalgalanmalar ve büyüme teorilerinin birbirinden bağımsız olarak ele alınmaması gerektiği sonucuna varmakta ve değişkenliği azaltmayı amaçlayan istikrar politikalarını uygulayan ve tavsiye eden IMF, Dünya Bankası, hükümetler ve merkez bankaları gibi kurumlara ampirik bir kanıt sunmaktadır. Ayrıca asimetrik etkinin istatistiksel olarak anlamlı olarak bulunmaması, politika uygulayıcı kurumların ekonomik kriz kadar aşırı büyümenin de zararlı olduğunu göz önünde tutmaları gerektiğini ortaya koymaktadır.

**Anahtar Sözcükler:** Üretim Değişkenliği, Büyüme, İktisadi Dalgalanmalar, GARCH

## **ABSTRACT**

This study investigates the relationship between output volatility and growth in Turkish economy. To this end, quarterly data for GDP, monthly industrial production index and electricity consumption series were used in the study. The growth series were obtained according to logarithmic and H-P trend. The relationship between output volatility and growth was investigated using the GARCH-M, TARARCH-M and EGARCH-M models. In the light of the findings, robust evidence indicate that, for Turkish economy, volatility has a negative effect on growth and no evidence of asymmetry between output variability and growth has been found. The negative relationship obtained suggests that economic fluctuations and growth theories should not be studied separately and presents empirical evidence to the institutions which are committed to implementing and recommending stabilization policies in reducing volatility such as the IMF, the World Bank, governments and central banks. Moreover, the fact that the asymmetric effect has been found statistically insignificant brings policy-making institutions to consider that overgrowth is as harmful as economic recessions.

**Key Words:** Output Volatility, Growth, Economic Fluctuations, GARCH

## TABLolar LİSTESİ

<u>Tablo Nr.</u>	<u>Tablonun Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	ADF Birim Kök Test Sonuçları .....	63
2	<i>bgsyh</i> Serisinin Korelogramı .....	68
3	<i>bgsyh</i> için Model Seçim Sonuçları .....	68
4	ARCH LM Testi Sonuçları .....	69
5	Chow Kırılma Testi Sonuçları .....	69
6	<i>bgsyh</i> için Model Seçim Sonuçları .....	70
7	Seçilen ARMA(4,3) Modeli Parametre Tahminleri .....	70
8	ARMA(4,3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	71
9	ARCH LM Testi Sonuçları .....	72
10	ARMA(4,3)-ARCH(1) Model Parametreleri .....	72
11	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	73
12	ARCH LM Testi Sonuçları .....	73
13	ARMA(4,3)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları .....	75
14	ARMA(4,3)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	76
15	Üretim ile Değişkenlik Arasındaki İlişki ( <i>bgsyh</i> , kuklalı) .....	76
16	<i>bgsyhp</i> Serisinin Korelogramı .....	77
17	<i>bgsyhp</i> için Model Seçim Sonuçları .....	78
18	MA(3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	78
19	ARCH LM Testi Sonuçları .....	79
20	Chow Kırılma Testi Sonuçları .....	80
21	<i>bgsyhp</i> için Model Seçim Sonuçları .....	81
22	ARMA(2,3) Modeli Parametre Tahminleri .....	81
23	ARMA(2,3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	81
24	ARCH LM Testi Sonuçları .....	82
25	ARMA(2,3)-ARCH(1) Model Parametreleri .....	83
26	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	83

27	ARCH LM Testi Sonuçları .....	84
28	ARMA(2,3)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları .....	85
29	ARMA(2,3)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	86
30	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>bgsyhp</i> , kuklalı) .....	86
31	<i>bsue</i> Serisinin Korelogramı .....	87
32	<i>bsue</i> için Model Seçim Sonuçları .....	88
33	Seçilen ARMA(2,3) Modeli Parametre Tahminleri .....	88
34	ARMA(2,3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	88
35	ARCH LM Testi Sonuçları .....	88
36	<i>bsuehp</i> Serisinin Korelogramı .....	89
37	<i>bsuehp</i> için Model Seçim Sonuçları .....	89
38	ARMA(3,5) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	90
39	ARCH LM Testi Sonuçları .....	90
40	<i>bel</i> Serisinin Korelogramı .....	91
41	<i>bel</i> için Model Seçim Sonuçları .....	91
42	AR(2) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	92
43	ARCH LM Testi Sonuçları .....	92
44	Koşullu Değişen Varyans Modelleri Tahmin Sonuçları .....	93
45	AR(2)-ARCH(1) Model Parametreleri .....	93
46	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	94
47	ARCH LM Testi Sonuçları .....	94
48	AR(2)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları .....	95
49	AR(2)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	96
50	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>bel</i> ) .....	96
51	<i>belhp</i> Serisinin Korelogramı .....	98
52	<i>belhp</i> için Model Seçim Sonuçları .....	98
53	AR(3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	98
54	ARCH LM Testi Sonuçları .....	99
55	Koşullu Değişen Varyans Modelleri Tahmin Sonuçları .....	99
56	AR(3)-ARCH(2) Model Parametreleri .....	100
57	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	100
58	ARCH LM Testi Sonuçları .....	101
59	AR(3)-TARCH(1,0,2) Model Tahmin Sonuçları .....	102

60	AR(3)-EGARCH(1,1,2) Model Tahmin Sonuçları .....	102
61	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (belhp) .....	103
62	<i>bel</i> için Model Seçim Sonuçları.....	104
63	AR(2) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	104
64	ARCH LM Testi Sonuçları .....	105
65	MA(2)-ARCH(2) Model Parametreleri .....	105
66	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	106
67	ARCH LM Testi Sonuçları .....	106
68	MA(2)-TARCH(1,0,2) Model Tahmin Sonuçları .....	107
69	MA(2)-EGARCH(1,1,2) Model Tahmin Sonuçları .....	108
70	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (bel, 1987:2 - 2010:4).....	109
71	<i>belhp</i> için Model Seçim Sonuçları.....	109
72	ARMA(1,2) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi.....	110
73	ARCH LM Testi Sonuçları .....	110
74	ARMA(1,2)-GARÇH(1,1) Model Parametreleri.....	111
75	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	111
76	ARCH LM Testi Sonuçları .....	112
77	ARMA(1,2)-TARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	113
78	ARMA(1,2)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	113
79	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (belhp, 1987:01-2010:04).....	114
80	Değişkenlik ile Büyüme Arasındaki İlişki (belhp, kuklalı, 1987-2010).....	115
81	<i>belhp</i> için Model Seçim Sonuçları.....	116
82	AR(3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi .....	116
83	ARCH LM Testi Sonuçları .....	116
84	AR(3)-ARCH(1) Model Parametreleri .....	117
85	Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon .....	117
86	ARCH LM Testi Sonuçları .....	118
87	AR(3)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları .....	119
88	ARMA(1,2)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları .....	119
89	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>belhp</i> , 1962:01-1979:12).....	120
90	Değişkenlik ile Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>bgsyh</i> , kuklalı) .....	122
91	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>bgsyhp</i> , kuklalı).....	122
92	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>bel</i> , 1987:2 - 2010:4).....	123

93	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>belhp</i> , 1987:01-2010:04).....	124
94	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>bel</i> , 1962:01-2010:04).....	125
95	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>belhp</i> , 1962:01-2010:04).....	126
96	Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki ( <i>belhp</i> , 1962:01-1979:12).....	127

## GRAFİKLER LİSTESİ

<u>Grafik Nr.</u>	<u>Grafik Adı</u>	<u>Sayfa Nr.</u>
1	Üretim Büyümesinin Değişkenliği .....	3
2	Türkiye - ABD İktisadi Dalgalanmaları .....	4
3	Türkiye reel GSYH büyümesi için Tarihsel Değişkenlik.....	30
4	Türkiye reel GSYH büyümesi için Hareketli Ortalamalı Değişkenlik.....	31
5	Üssel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalı Değişkenlik .....	32
6	Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmış reel GSYH .....	50
7	Reel GSYH Büyüme Oranı (%) .....	50
8	Reel GSYH Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri .....	51
9	Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi .....	52
10	Sanayi Üretimi Büyüme Oranı (%) .....	52
11	Sanayi Üretimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri .....	53
12	Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmış Net Elektrik Tüketimi.....	55
13	Net Elektrik Tüketimi Büyüme Oranı (%) .....	55
14	Net Elektrik Tüketimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri .....	56
15	<i>lgsyh_sa</i> için H-P Filtresine göre Hesaplanan Trend ve Büyüme .....	58
16	<i>bgsyh</i> ve <i>bgsyhp</i> Büyüme Oranlarının Birlikte Gösterimi.....	58
17	Reel GSYH Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri (H-P) .....	59
18	<i>lgsyh_sa</i> için H-P Filtresine göre Hesaplanan Trend ve Büyüme .....	60
19	Sanayi Üretimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri (H-P) .....	60
20	<i>lel_sa</i> için H-P Filtresine göre Hesaplanan Trend ve Büyüme .....	61
21	Net Elektrik Tüketimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri (H-P) .....	62
22	ARMA((4),(4)) Modeli Standardize Edilmiş Hata Terimleri .....	68
23	ARMA(4,3) Modeli Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri .....	71
24	Standardize Edilmiş Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri .....	74
25	ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma.....	74
26	MA(3) Modeli Hata Terimleri İstatistiksel Özellikleri.....	78



27	Standardize Edilmiş Hata Terimleri .....	80
28	Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri.....	82
29	Standardize Edilmiş Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri .....	84
30	ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma.....	85
31	ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma.....	95
32	ARCH(2)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Varyans .....	101
33	ARCH(2)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma.....	107
34	GARCH(1,1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma.....	112
35	ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma.....	118

## KISALTMALAR LİSTESİ

ABD	: Amerika Birleşik Devletleri
ACF	: Otokorelasyon Fonksiyonu
ADF	: Genişletilmiş Dickey-Fuller
AIC	: Akaike Bilgi Kriteri
ARCH	: Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
ARMA	: Autoregressive Moving Average
BDDK	: Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu
EGARCH	: Exponential Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
EKK	: En Küçük Kareler
EVDS	: Elektronik Veri Dağıtım Sistemi
EWMA	: Exponentially Weighted Moving Average
GARCH	: Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
GED	: Generalized Error Distribution
GSYH	: Gayri Safi Yurtiçi Hasıla
H-P	: Hodrick-Prescott
IMF	: International Monetary Fund
OECD	: Organization for Economic Co-operation and Development
OLB	: Olabilirlik Oranı
SIC	: Schwarz Bilgi Kriterleri
SSE	: Hata Kareler Toplamı
QML	: Quasi-maximum Likelihood
TARCH	: Threshold Autoregressive Conditional Heteroskedasticity
TCMB	: Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TDK	: Türk Dil Kurumu
TEİAŞ	: Türkiye Elektrik İletim Anonim Şirketi
TÜİK	: Türkiye İstatistik Kurumu

## GİRİŞ

İktisat literatüründe geleneksel olarak, üretimin uzun dönemli seyri *büyüme* teorileri; üretimdeki kısa dönemli dalgalanmalar ise, *iktisadi dalgalanmalar* teorileri çerçevesinde incelenmiş ve bu iki çalışma alanı birbirinden ayrı olarak ele alınmıştır. Bu durumun bir sonucu olarak, üretimdeki kısa dönemli dalgalanmaların; uzun dönemli büyüme trendi üzerindeki etkisi genellikle göz ardı edilmiştir. Çalışma, iktisadi dalgalanmaların uzun dönemli büyüme üzerindeki etkisini Türkiye örneğinde incelemeyi amaçlamaktadır.

İktisadi dalgalanmalar, en genel biçimiyle üretimin kendi trend değeri etrafında dalgalanması olarak tanımlanabilir. Bu dalgalanmanın salınımının sıklığı ve genişliği ise, *değişkenlik* kavramını<sup>1</sup> beraberinde getirmektedir. Değişkenlik, en basit şekliyle ortalamadan sapmanın bir ölçümü olarak tanımlanabilir. Bilinen en basit ve yaygın değişkenlik ölçümü, standart sapmadır. Çalışmada ise değişkenlik, koşullu varyansın zaman içerisinde değiştiği GARCH modelleri vasıtasıyla elde edilmiştir. Elde edilen bu değişkenliğin literatürde; makroekonomik belirsizlik, büyüme değişkenliği, üretim büyümesinin değişkenliği ve reel değişkenlik gibi çeşitli isimler aldığı görülmektedir. Çalışmada, üretim değişkenliği ifadesi üretim büyümesinin değişkenliği ile aynı anlamda kullanılmaktadır.

Büyüme teorisinde, uzun dönemli reel GSYH veya potansiyel GSYH neoklasik büyüme teorisi ve daha sonra “teknoloji”nin içsel kabul edilmesiyle genişletilen içsel büyüme modeli yardımıyla incelenmektedir. Solow’un (1956, 1957) öncü çalışmaları ile şekillenen neoklasik büyüme teorisi, uzun dönemli büyümenin belirleyicisi olarak sadece nüfus ve teknolojik gelişmeyi görmekte ve her iki faktörü de dışsal kabul etmektedir. Bu durumda, uzun dönemli büyüme, nüfus ve teknolojinin büyüme oranlarının toplamına eşit olmaktadır. Neoklasik büyüme modelinin özellikle teknolojiyi dışsal olarak kabul etmesine

---

<sup>1</sup> Değişkenlik kavramının tanımlanması ve değişkenliğin ölçümü ile ilgili 2. Değişkenliğin Modellenmesi bölümüne bakınız.

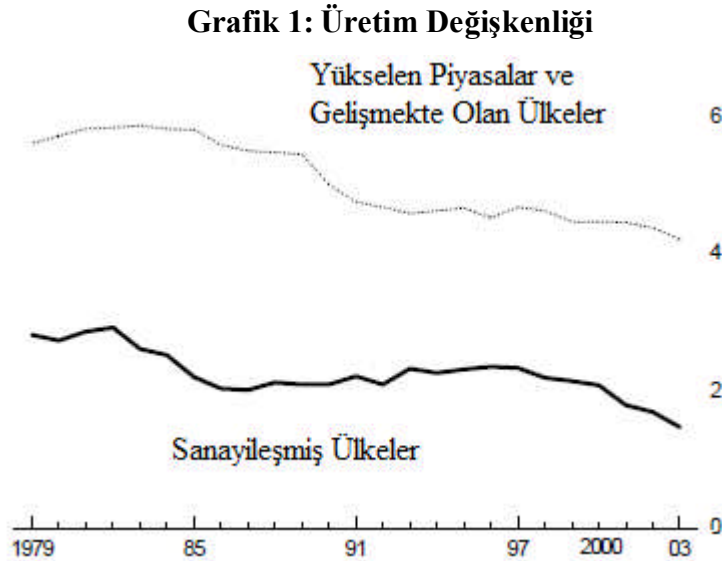
yöneltilen eleştiriler sonrasında Romer (1986), Aghion-Howitt (1992) ve Mankiw-Romer-Weil (1992) gibi yazarlar; yaparak öğrenme, araştırma-geliştirme ve beşeri sermaye gibi unsurları kullanarak teknolojiyi içselleştirmişlerdir. Teknolojinin içsel olarak kabul edilmesi, iktisadi dalgalanmalar ve iktisat politikaları ile beşeri sermaye arasında teorik bir ilişkinin kurulabilmesini sağlamıştır. Son tahlilde, büyüme teorisinin uzun dönemli reel GSYH veya potansiyel GSYH'nın temel belirleyicileri olarak; teknoloji, beşeri sermaye, emek ve fiziki sermayeyi gördüğü ve iktisadi dalgalanmaları, büyüme trendinden geçici sapmalar olarak ele aldığı söylenebilir.

Üretimdeki değişkenliğin uzun dönemli büyüme üzerindeki etkisi ile ilgili literatür incelendiğinde; gerek teorik gerekse de ampirik alanda bir uzlaşımın bulunmadığı görülmektedir. Teorik anlamda, geleneksel görüş üretim değişkenliği ile büyüme arasında *negatif* ilişkinin bulunduğunu savunmaktadır. Bu görüşün temeli, Keynes'in (1936) girişimcilerin yatırım kararlarının getirisini tahmin ederken, ekonomik faaliyetlerdeki dalgalanmaları dikkate alacakları fikrine dayanmaktadır. Diğer yandan üretim değişkenliği ile büyüme arasında *pozitif* ilişkinin bulunduğu savının teorik temelleri, Schumpeter'in (1939) "yaratıcı yıkım" görüşüne kadar uzanmaktadır. Bu iki değişken arasında bir *ilişkinin olmayabileceği* üzerinde duran teorik açıklama ise; Friedman'ın (1968) örtük olarak tanımladığı, üretimdeki kısa dönemli değişmelerin uzun dönemli trendi değiştirmeyeceği yönündeki yaklaşıma dayanmaktadır.

Ayrıca kimi içsel büyüme modelli çalışmalar, üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkinin şokların niteliğine göre pozitif veya negatif olabileceğini belirtmektedirler. Reel konjonktür okulu teorisyenleri ise, reel üretimin tesadüfi yürüyüş sürecine uygun hareket ettiğini savunmuşlardır. Bu durumda, üretimin zaman içerisindeki ilerleyişini bir trend ve onun etrafındaki salınım olarak görmek yanlıştır. Büyüme ve iktisadi dalgalanmalar teorileri ayrı olarak ele alınmamalıdır. Makro iktisatta genel kabul gören yeni neoklasik sentez modellerinde ise; para ve maliye politikaları kısa dönemde üretim üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olsalar bile; uzun dönemde üretimin kendi trendine geri döneceğini varsayarak iki değişken arasında uzun dönemli bir ilişkinin bulunmadığı sonucuna varmaktadır. Görüleceği üzere teorik tartışmalarda bir uzlaşıya varılamamıştır.

Ampirik anlamda da bir uzlaşımın söz konusu olmadığı; aksine gerek ülke gruplarını analiz eden yatay kesit ve panel veriye dayanan çalışmalarda gerekse de tek bir ülkeyi ele alan zaman serisi çalışmalarında sonuçların oldukça farklı olduğu görülmektedir. Literatürde iki değişken arasında; pozitif, negatif ilişki bulunduğunu veya ilişki bulunmadığını savunan ampirik çalışmalara rastlanmaktadır. Kimi çalışmalarda aynı ülke için; her üç sonuca da ulaşıldığı görülebilmektedir. Sonuçların bu derece farklılaşmasında; kullanılan yöntem, dönem ve veri setindeki farklılaşmalar temel rolü oynamaktadır.

Literatürde, tek tek ülke örneklerinin inceleyen çalışmaların genellikle ABD, İngiltere, Fransa, Almanya ve Japonya gibi gelişmiş büyük ülke ekonomilerine yoğunlaşmıştır. Gelişmekte olan ülkeler ise, daha çok ülke grubu olarak ele alınmış ve panel veri veya yatay kesit çalışmalarda ön plana çıkmıştır. Bu açıdan, üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi Türkiye örneğinde inceleyen çalışma sayısının oldukça az ve yeni olduğu görülmektedir (Bkz. Beaumont ve diğerleri, 2008; Berument ve diğerleri, 2010).

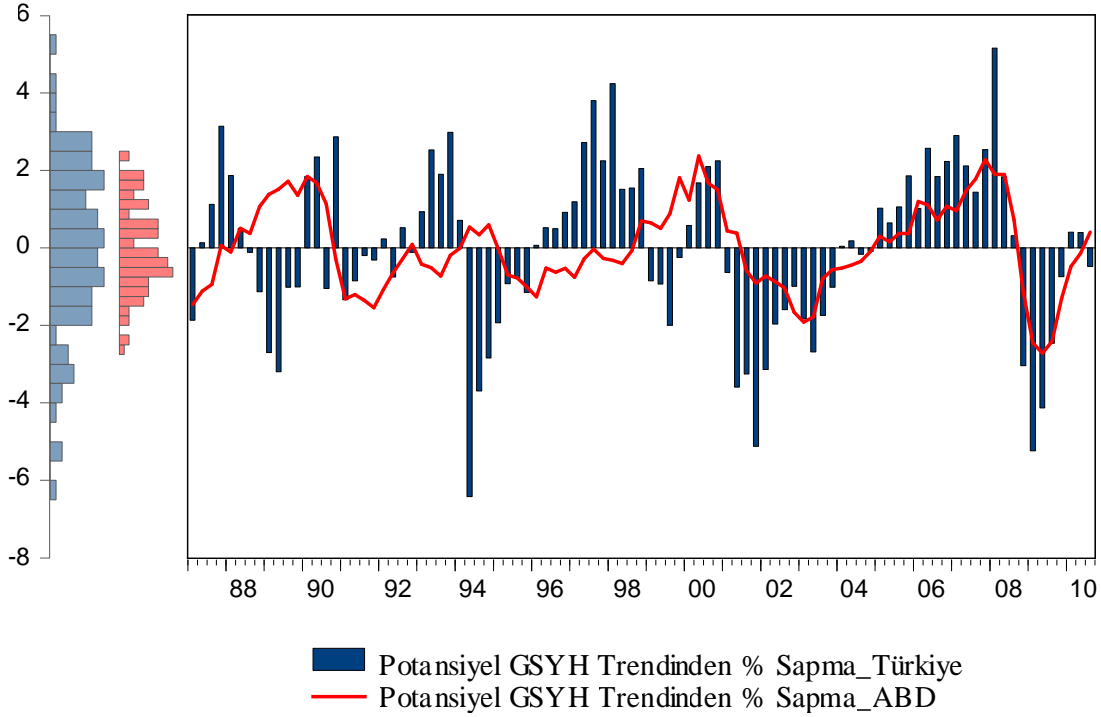


Kaynak: Hakura, 2007:6

Politika uygulayıcıların ise, üretim değişkenliğinin uzun dönemli büyümeyi düşürdüğü tezini kabul ettikleri görülmektedir. Bu kabul, değişkenliği azaltmayı amaçlayan istikrar politikalarını da haklı çıkarmaktadır. Nitekim IMF ve Dünya Bankası, hükümetlere daha yüksek büyüme oranlarına erişmek için kısa dönemli üretim dalgalanmalarını azaltma önerisinde bulunmaktadır.

Gelişmekte olan ülkeler için, üretimdeki değişkenlik ile uzun dönemli büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesi, sanayileşmiş ülkelere nazaran daha önemlidir. Bunun temel nedeni, gelişmekte olan ülkelerin gelişmiş ülkelere göre daha yüksek bir üretim değişkenliğine sahip olmasıdır. Çoğu gelişmekte olan ülke, yüksek genişleme ve daralma dönemleri yaşamakta; diğer bir deyişle istikrarsız bir büyüme içerisinde bulunmaktadır. Grafik 1, yükselen piyasalar ve gelişmekte olan ülkeler grubu ile sanayileşmiş ülkeler için üretim değişkenliğinin seyrini göstermektedir. Açıkça görülen, yükselen piyasalar ve gelişmekte olan ülkeler grubunun değişkenlik değerinin, sanayileşmiş ülkelere göre daha yüksek seyrettiğidir.

**Grafik 2: Türkiye - ABD İktisadi Dalgaları**



Benzer bir sonuca, ABD ve Türkiye'deki üretim değişkenliğinin kıyaslanması ile de varılmaktadır. Grafik 2, 1987Q1-2010Q3 dönemi için ABD ve Türkiye reel GSYH'nın potansiyel GSYH trendinden<sup>2</sup> yüzde sapma değerleri ve bu sapmaların histogram grafiği birlikte verilmiştir. Grafikte Türkiye ekonomisinin 1994, 2001 ve 2008 krizlerindeki yüksek üretim kayıpları; buna karşın genişleme dönemlerindeki yüksek büyüme oranları dikkati çekmektedir. İki ülkedeki üretim değişkenliği, en basit değişkenlik ölçümlerinden standart sapma ile ifade edilirse; ABD ekonomisi için 1.12, Türkiye ekonomisi için

<sup>2</sup> Yöntem için 3. Veri Seti: 3.2. H-P Trende Göre Büyüme bölümüne bakınız.

standart sapma deęerinin 2.17 olduęu grlecektir. Dięer bir deyiřle, retim Trkiye’de, ABD’de olduęundan daha deęiřken bir karaktere sahiptir. Trkiye’nin geliřmekte olan bir lke olarak yksek retim deęiřkenlięine sahip olması; Trkiye’de retim deęiřkenlięinin bymeye nasıl etkiledięinin incelenmesini daha nemli bir konu haline getirmektedir.

alıřmada retim deęiřkenlięi ile byme arasındaki iliřki, kořullu varyansın zaman ierisinde deęiřtięi GARCH modelleri aracılıęıyla incelenmiřtir. Geleneksel ekonometrik yntemler, hata teriminin varyansının sabit olduęunu varsaymıřtır. Buna karřın birok zaman serisinin byme (getiri) oranlarında; deęiřkenlik kmelenmeleri (volatility clustering) oluřtuęu gzlenmektedir. Bu durumda, sabit varyanslılık varsayımı artık geerli olmamaktadır. Engle (1982) deęiřen varyansı, hata teriminin gecikmeli deęerinin karesi olarak nceki dneme baęlı deęiřkenlik bilgisini kullanarak elde eden bir Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity - ARCH) modeli geliřtirmiřtir. Bollerslev (1986) ise; ARCH modeline, son dnemin hata varyansını ekleyerek GARCH modelini geliřtirmiřtir. Bu durumda, kořullu varyans btn gecikmeli hata terimlerinin karesinin aęırlıklandırılmıř bir ortalaması olarak ifade edilmektedir. alıřmada deęiřkenlik serisi, uygun GARCH modelinin bulunması ile elde edilmiřtir.

Geleneksel GARCH modellerinde pozitif ve negatif řokların kořullu varyans zerinde aynı etkiyi yarattıęı yani, řokların simetrik olduęu varsayılır. Bununla birlikte, deęiřkenlik, ekonomik bymenin geniřleme ile daralma dnemlerinde ortaya ıkan negatif ve pozitif řoklara karřı farklı tepki gsterebilir. Zaman serilerindeki bu asimetrik zellięin yansıtılmasını saęlamak amacıyla Glosten ve dięerleri (1993) ve Zakoian (1994) tarafından TARARCH (Eřik ARCH) ve Nelson (1991) tarafından EGARCH (ssel Geniřletilmiř Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans) modelleri geliřtirilmiřtir. alıřmada, deęiřkenlięin asimetrik etkisinin arařtırılmasında bu iki modelden yararlanılmıřtır.

Engle ve dięerleri (1987) kořullu varyans veya standart sapmayı rtalama denklemine dhil etmeyi nermiřlerdir. Bu durumda elde edilecek model, GARCH-in-Mean (GARCH-M) modeli olarak anılmaktadır. GARCH-M modelinin GARCH modellerinden temel farkı, deęiřkenlięin rtalama denklemine girerek rtalama bymeye doęrudan etkilemesidir. alıřmada retim deęiřkenlięi ve byme arasındaki iliřki,

GARCH-M, TARARCH-M ve EGARCH-M modelleri aracılığıyla incelenmiş ve değişkenlik ortalama denkleminde koşullu varyans haricinde, koşullu standart sapma ve koşullu varyansın logaritmik hali şeklinde de dâhil edilmiştir.

Tüm bu noktalardan hareketle, *üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ampirik ilişkinin Türkiye örneğinde incelenmesinin nedenleri ve önemi* aşağıdaki gibi özetlenebilir:

- (i) Çalışmadan elde edilecek sonucun, iktisadi dalgalanmalar ve büyüme teorilerinin konu ile ilgili teorik tartışmalarına ampirik bir kanıt sunması beklenmektedir.
- (ii) Ampirik anlamda bir uzlaşımın söz konusu olmadığı bu alanda, Türkiye gibi üretim değişkenliği yüksek olan gelişmekte olan bir ülkenin ele alınmasının; literatürde bu konudaki eksikliği giderme yönünde katkı sağlayacağı düşünülmektedir.
- (iii) Bu çalışma ile Türkiye ekonomisi için ilk defa;
  - a) *Reel GSYH, toplam ve özel sanayi üretim endeksi, imalat sanayi ve net elektrik tüketimini kapsayan geniş bir veri seti* üzerinden analiz yapılmıştır.
  - b) Bu tarz bir çalışmada büyüme; logaritmik büyümenin yanısıra, H-P trendinden yüzde sapma şeklinde de elde edilmiştir.
  - c) Net elektrik tüketimi, üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkinin analizi amacı ile kullanılmıştır<sup>3</sup>.
- (iv) Net elektrik tüketiminin kullanılması, bu kadar uzun bir zaman aralığı için (1962-2010) aylık sıklıkta analiz yapılabilmesini sağlamaktadır. Bu durum, dönem analizlerine de izin vermiştir. 1987-2010 döneminde reel GSYH ile elde edilen sonuçlar, net elektrik tüketimi ile elde edilen sonuçlarla kıyaslanmış ve üçer aylık reel GSYH ile aylık sanayi üretim endeksi aracılığıyla incelenemeyen 1962-1979 ithalata dayalı büyüme dönemi de analize dâhil edilmiştir.
- (v) Sonucun, değişkenliği azaltmayı amaçlayan istikrar politikalarını uygulayan ve tavsiye eden IMF, Dünya Bankası, hükümetler ve merkez bankaları gibi kurumlar açısından, özellikle gelişmekte olan bir ülkeyi ele alması

---

<sup>3</sup> Kullanılma gerekçeleri için 3. Veri Seti, 3.1.3. Net Elektrik Tüketimi kısmına bakınız.



bakımından anlamlı olacağı savunulabilir. Ayrıca çalışmada üretim değişkenliğindeki asimetrik etkinin de incelenecek olması; değişkenliği azaltmayı amaçlayan politikalarda, daralma ve genişleme dönemleri arasında bir ayrım yapılmasının gerekli olup olmadığı ile ilgili bir çıkarıma da sahip olacaktır.

- (vi) Türkiye’de 2008 Küresel Finans Krizinde daralmayı önleyici politikalar ve ardından, TCMB ve Hükümetin ekonomik büyümedeki aşırı ısınmayı sınırlama amaçlı önlemleri ile birlikte düşünüldüğünde, yukarıdaki değerlendirmelerin Türkiye özelinde daha da önem kazandığı söylenebilir.

Çalışma dört bölümden oluşmaktadır. Birinci bölümde, konu ile ilgili *Teori ve Literatüre* yer verilmiştir. *Değişkenliğin Modellenmesi* başlığını taşıyan ikinci bölümde, çalışmanın yöntemi hakkında bilgi verilmiştir. Üçüncü bölümde, ampirik uygulamada kullanılacak olan *Veri Seti* tanıtılmıştır. *Uygulama* başlığı altındaki dördüncü bölümde, GARCH modelleri temelinde çalışmanın ampirik sonuçları yer almaktadır. Sonuç ve öneriler kısmında, çalışmadan elde edilen bulgular değerlendirilmiş ve bu değerlendirmeye dayalı öneriler sunulmuştur.

## BİRİNCİ BÖLÜM

### 1. TEORİ VE LİTERATÜR

Üretimdeki deęişkenlik ve ekonomik büyüme arasındaki ilişki, iktisat literatüründe önemli bir tartışma alanını oluşturmaktadır. İlgili literatür incelendiğinde, üretimdeki deęişkenliğin uzun dönemli büyüme üzerindeki etkisi hakkında teorik ve ampirik alanda bir uzlaşımın, söz konusu olmadığı görülmektedir. Literatürde iki deęişken arasında; pozitif, negatif ilişki bulunduğunu ve ilişki olmadığını savunan çalışmalara rastlanmaktadır. Ayrıca gerek ülke gruplarını analiz eden yatay kesit ve panel veriye dayanan çalışmalarda gerekse tek bir ülkeyi ele alan zaman serisi çalışmalarında sonuçların oldukça karışık olduğu da belirtilmelidir.

Bununla birlikte geleneksel görüşün, üretim deęişkenliği ile büyüme arasında negatif ilişkinin bulunduğunu savunduğu görülmektedir. Bu görüşün temelini Keynes'in (1936) girişimcilerin yatırım kararlarının getirisini tahmin ederken, ekonomik faaliyetlerdeki dalgalanmaları dikkate alacakları fikri oluşturur. Daha sonra Samuelson ([1939], 1951) "hızlandırıcı" prensibi ile yatırımlardaki dalgalanmayı formüle etmiştir. Bernanke (1983) ve Pindyck (1990) yatırım kararlarındaki belirsizlik etkisi ve yatırımın geri alınmaz olması üzerinde durmuştur. Bernanke (1983) ve Pindyck (1990) ile benzer bir sonuca Woodford (1990) güneş lekeli (sunspot) dengesi hakkındaki çalışmasıyla varmıştır. Woodford (1990) ekonomik karar birimlerinin gelecekle ilgili kendilerini ilgilendiren kararları tahmin etme sürecinde oluşan belirsizlikteki artış ile ekonomik faaliyet arasında negatif bir ilişki bulunduğunu sonucuna ulaşmıştır. Ramey ve Ramey (1991) ise, deęişkenlik ile büyüme arasındaki negatif ilişkinin varlığını yaparak öğrenme yoluyla içsel büyüme teorileri ile ilişkilendirmiştir. Bu teorik yaklaşım, deęişkenlikteki maliyetin, firmaların belirsizlik tarafından uyarılmış planlama hatalarına dayandığını göstermektedir.

Üretim değişkenliği ile büyüme arasında negatif ilişki öngören geleneksel görüşün aksine, üretim değişkenliğinin büyüme üzerinde bir takım pozitif etkileri olabileceği üzerinde duran çalışmalar da bulunmaktadır. Bu konudaki teorik yaklaşım, Schumpeter'in (1939) "yaratıcı yıkım" görüşüne kadar uzanmaktadır. Hall (1991), Schumpeterci yaklaşıma "fırsat maliyeti" argümanı ile yaklaşırken; Aghion ve Banerjee (2005), araştırma-geliştirmeyi (A-G) ön plana çıkarmışlardır. Teorik açıklamalardan bir diğeri, Blackburn (1999)'un öncülüğünü yaptığı, yaparak öğrenmeye dayalı içsel büyüme modellerine dayanmaktadır. Bu modellerdeki genel bulgu, uzun dönemli büyümenin nominal şoklarla negatif; fakat reel şoklarla pozitif ilişki içerisinde bulunduğudır. Bu yaklaşıma göre, nominal şokların az ve emek piyasasının esnekliğinin yüksek olduğu ekonomilerde değişkenliğin büyümeyi pozitif etkilemesi beklenir. Üretim değişkenliği ile üretim arasındaki pozitif ilişkinin varlığı ile ilgili teorik yaklaşımlardan bir diğeri, kökeni Sandmo'ya (1970) kadar uzanan, gelir belirsizliği altında tasarrufların artacağı ve bunun ortalama büyümeyi artıracığı yönündeki görüştür. Önemli olan bir başka teorik açıklama Black'e (1982, 1987) aittir. Yazar, yüksek üretim değişkenliğine sahip ülkelerde, teknolojiden beklenen getirinin de yüksek olabileceğini ve bunun büyümeyi olumlu etkileyeceğini belirtmektedir.

Üretim değişkenliği ile büyüme arasında bir ilişkinin olmayabileceği üzerinde duran teorik açıklama; Friedman'ın (1968) örtük olarak tanımladığı, üretimdeki kısa dönemli değişmelerin uzun dönemli trendi değiştirmeyeceği yönündeki yaklaşıma dayanmaktadır. Bu yaklaşım genel olarak yeni Keynesçi ve yeni neoklasik sentez modellerinde de korunmuştur. Para ve maliye politikaları kısa dönemde üretim üzerinde anlamlı bir etkiye sahip olsalar bile; uzun dönemde üretim kendi trendine geri dönecektir. Lucas (1987) ise, rasyonel beklentili modellerinde istikrar politikaları ile trendden sapmaları minimize etmeye çalışmanın getirisinin oldukça önemsiz olduğunu belirterek; değişkenlikle uzun dönemli büyüme arasındaki zayıf ilişki ile ilgili diğeri bir teorik altyapıyı oluşturmuştur. Nelson ve Plosser (1982) ile Long ve Plosser (1983) ise, ilerde reel konjonktür modellerinin temellerini oluşturacak çalışmalarında; iktisadi dalgalanmaların teknolojideki rasgele değişimlerden kaynaklandığını belirtmişler ve reel üretimin rasgele yürüyüş sürecine uygun hareket ettiğini savunmuşlardır. Her bir verimlilik şoku, yeni bir büyüme yolu yaratmaktadır. Bu nedenle, büyüme ve iktisadi dalgalanmalar teorileri ayrı

olarak ele alınmamalıdır. Nihayetinde, reel konjonktür teorisine göre deęişkenlikle büyüme arasında bir ilişki aramak anlamsızdır.

### 1.1. Üretim Deęişkenliği ile Büyüme Arasındaki Negatif İlişki

Üretim deęişkenliği ile büyüme arasındaki negatif ilişkinin teorik kökleri Keynes'e (1936) kadar uzanmaktadır. Keynes (1936:316) ticari çevrimlerin başlıca ayırt edici özellięi olarak sermayenin marjinal etkinliğinde meydana gelen dalgalanmaları göstermektedir. Keynes'de sermayenin marjinal etkinliği, yalnızca sermaye mallarının kıt veya bol olmasına ve sermaye malları üretiminin cari deęerine deęil; sermaye mallarının gelecekteki getirileri ile ilgili bugünkü beklentilere de baęlıdır. Bu durumda Keynes'de, gelecekle ilgili beklentiler yeni yatırım miktarını belirleyen temel etken olmaktadır.

Keynes (1936:162–163) gelecekle ilgili beklentileri; güvenilmez, istikrarsız ve ani deęişmelere açık olarak nitelendirmektedir. Yatırımcı, gerçekten de gelecekle ilgili çok az bilgiye sahiptir ve esasında kararları gelecekle ilgili sayısal verilerden ziyade kendi içgüdüüne dayanır. Keynes bu özellięi, *hayvani içgüdü* olarak tanımlar. Keynes'e göre, sağlıklı bir insanın ölüm düşüncesini aklına getirmemesi gibi, yatırımcı da batma tehlikesini çoęu zaman kendinden uzak görür. Fakat nasıl ki sağlıklı bir birey hastalandığında veya ciddi bir rahatsızlık riski belirlediğinde, tüm kararlarını ani bir kötümserlik kaplıyorsa; aynı şekilde yatırımcılar da gelirlerindeki azalmayı hissettiklerinde yatırım kararlarında ani deęişikliklere gidebilirler. Öyle ki, güven duygusundaki bir azalmanın sonucu yatırımlar tamamen durabilir.

Ayrıca Keynes (1936:145), sermayenin marjinal etkinliğinin yatırımların belirlenmesinde faiz oranından daha önemli olduğunu belirtmektedir. Bunun temel nedeni, sermayenin marjinal etkinliğinin, faiz oranına göre gelecekteki beklentileri daha fazla yansıttmasıdır. Keynes “beklentilerdeki belirsizliği” iktisadi dalgalanma analizinin temeline yerleştirmektedir. Bu durumda üretim deęişkenliğindeki artış, girişimcilerin gelecekle ilgili belirsizlik algılarını artırarak, yatırım ve büyümeyi olumsuz etkileyecektir.

Keynes'in iktisadi dalgalanmaların ekonomik büyümeyi tahrip etmesini girişimcilerin beklentileri temelinde açıklamasının ardından, Samuelson ([1939], 1951) "hızlandırıcı" prensibi ile yatırımlardaki dalgalanmayı formüle etmiştir. Çarpan hızlandırıcı modelinde yatırım  $I_t = I_0 + v\Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t$  dir. Burada  $I_0$  ve  $v$  pozitif sabitlerdir.  $\varepsilon_t$  ise firmaların olumlu yatırım iklimi gibi yatırım uyarıcılarındaki bütün otonom değişimleri kapsayan bir hata terimidir. Bir önceki dönem toplam üretimde meydana gelecek bir artış, daha yüksek bir yatırım seviyesi anlamına gelmektedir. Daha yüksek  $v$  ise, yatırımla üretim arasındaki bu bağlantının derecesini belirtmektedir. Gelirdeki bir yükselme, iş dünyasının iyimserliğini artırmakta ve bu durum yatırımların canlanmasını sağlamaktadır.  $\varepsilon_t$ 'deki dalgalanmalar firmaların yatırım yapma isteklerindeki bağımsız değişimleri yansıtmaktadır. O halde güven duygusundaki ani ve yüksek oranlı bir değişim, yatırımları kısa sürede durma noktasına getirebilir (Arnold, 2002:17).

Bernanke (1983) ve Pindyck (1990), beklentilerdeki belirsizliğin temel nedeni olarak yatırımların geri çevrilemezliğine vurgu yaparak büyüme ile üretim değişkenliği arasındaki negatif ilişkinin varlığına dikkati çekmişlerdir. Bernanke'nin (1983:85) analizi iki temel varsayıma dayanmaktadır. Birincisi, yatırım projeleri iktisaden geri alınamaz, yapılmamış hale getirilemez; ancak belki yüksek maliyetlere katlanarak farklı bir proje tipine dönüştürülebilir. İkincisi, yeni enformasyonun uzun dönemli projelerin getirilerinin değerlendirilmesi ile olan ilişkisi zaman almaktadır. Bu nedenle potansiyel yatırımcı, bekleyerek doğru karar verme şansını artırabilir.

Bu varsayımlar altında, optimize eden yatırımcı sadece hangi projeyi üstleneceğini değil, zamanın hangi noktasında bu anlaşmayı yapmanın en iyi olduğuna da karar vermelidir. Yatırımcının yatırımı başlatmasıyla ilgili karar gecikmesi, artan enformasyonun kısa dönemli getiriden daha değerli olması durumunda istenir olacaktır. Bu durumda yatırımın dinamikleri, gelen enformasyon oranı hakkındaki beklentilere oldukça duyarlı hale gelecektir. Bernanke (1983) yatırımcının öğrenmesi ve optimal yatırım zamanlaması arasındaki etkileşimin sermaye malları talebinde sert dalgalanmaları ortaya çıkardığını göstermiştir.

Pindyck de (1990) Bernanke (1983) gibi yatırım kararlarındaki *belirsizlik etkisi* ve *yatırımın geri alınamaz olması* üzerinde durmuştur. Pindyck'e (1990) göre işletme bölümlerinde öğretilen net bugünkü değer kuralı yanlıştır. Bu kural, yatırım kararının ondan beklenen nakit akımlarının bugünkü değerinin projenin maliyetine eşit veya yüksek olduğunda verileceğini söyler. Bununla birlikte bu kural ve buna dayalı modeller, yatırımın geri alınamazlığı ve yatırım kararlarının ertelenebilir olması durumlarında geçerliliğini yitirir. Yazar, geri alınamaz yatırım olanağını, finansal bir alım opsiyonuna (call option) benzetmektedir. Yatırım olanağına sahip bir firma, parasını şimdi veya gelecekte harcayarak bir varlığı (projeyi) satın alma hakkına sahiptir. Firmanın yatırım yapma opsiyonu, bir finansal alım opsiyonuna benzer biçimde, yatırımın içerdiği belirsizlikler nedeniyle. Eğer varlığın (projenin) değeri yükselirse, yatırım yapmamanın primi yükselecektir. Eğer varlığın (projenin) değeri düşerse, firma yatırım yapma gereği duymayacak ve yatırım olanağını elde etmek için ne harcadıysa onu kaybedecektir. Firma bir kere geri alınamaz yatırım kararını aldığı anda, yatırımla ilgili opsiyonunu gerçekleştirmiş olmaktadır.

Yazar, firmanın yatırım olanağını elde etmek için katlandığı maliyetlerin yüksek olabileceğini ve yatırımla ilgili modellerin bu durumu bir hata terimi olarak görerek görmezden gelmelerinin yanlış olduğunu belirtmektedir. Bu fırsat maliyeti, gelecekteki ekonomik koşulların yaratacağı belirsizlikten büyük ölçüde etkilenmektedir. Bu durumun yatırım harcamaları üzerindeki etkisi, faiz oranlarındaki bir değişimden çok daha büyüktür. Yazara göre bu sonuç, neoklasik yatırım teorilerinin, yatırım davranışı hakkındaki neden iyi ampirik modeller sağlayamadıklarını da açıklayabilir. Bu durumda yatırımları canlandırmada istikrar ve kredibilite, vergi teşvikleri ve faiz oranlarından daha önemli olabilir.

Bernanke (1983) ve Pindyck (1990) ile benzer bir sonuca Woodford (1990) güneş lekeleri (sunspot) dengesi hakkındaki çalışmasıyla varmıştır. Güneş lekeleri, iktisat literatürüne ilk olarak Jevons'un (1884) güneş üzerinde oluşan lekelerin, iklim koşullarını etkileyerek, tarımsal üretimde bazı dönemlerde bolluk bazı dönemlerde ise kıtlığa yol açarak iktisadi dalgalanmaları oluşturabileceğini belirttiği çalışmasıyla girmiştir. Güneş lekeleri ile ilgili yapılan çalışmalar zamanla fiziksel bir olgu olarak güneş lekelerinden koparak; ekonomik karar birimlerinin kararları üzerinde belirsizlik yaratan dışsal bir unsur

olarak tanımlanmaya başlanmıştır. Bu dışsal belirsizliği, Shell (2007:1) “piyasa belirsizliği” olarak tanımlamıştır. Piyasa belirsizliği, piyasadaki her karar biriminin kendi hareketini optimize etme çabası içerisinde diğer karar birimleri olan tüketici ve rakiplerinin de hareketini tahmin etme içerisinde olmasından doğmaktadır. Bu durumda; faiz, enflasyon, istihdam ve kurlar gibi ekonomik büyüklükler stokastik olmayan bir temele sahip olsalar bile; piyasa oyuncularının planlarını koordine etme çabası bir belirsizlik kaynağı olabilecektir. Shell (1977) ve Cass ve Shell (1982, 1983) güneş lekeleri modelleri ile, ilk defa rasyonel beklentili, genel denge modellerinde aşırı değişkenliği (excess volatility) açıklayabilmiştir. Woodford (1990) ekonomik karar birimlerinin gelecekle ilgili kendilerini ilgilendiren kararları tahmin etme sürecinde oluşan belirsizlikteki artış ile ekonomik faaliyet arasında negatif bir ilişki bulunduğu sonucuna ulaşmıştır.

Ramey ve Ramey (1991), değişkenlik ile büyüme arasındaki negatif ilişkinin varlığını *yaparak öğrenme* yoluyla içsel büyüme teorilerine bağlayan en önde gelen çalışmalardan biridir. Çalışmanın çıkış noktası, Lucas’ın (1987) değişkenlikle büyüme arasında ilişkinin bulunmadığını belirten genel denge modeline firmaların teknoloji taahhütlerinin (technology commitments) eklenmesi durumunda, modelin değişkenliği maliyetli bir süreç olarak görmeye başlayacak olmasıdır. Bu durumda iktisadi dalgalanmalar büyüme üzerinde anlamlı bir maliyete sahip olacaktır. Modelde kısa ve uzun olmak üzere iki türlü taahhüt bulunmaktadır. Uzun dönemli taahhütler, yeni fabrika ölçeğinin belirlenmesi gibi uzun dönemli; kısa dönemli taahhütler eklenecek istihdam gücünün belirlenmesi gibi kısa dönemli taahhütleri içermektedir. Her teknoloji farklı bir minimum etkinlik ölçeğine (efficient scale); yani ortalama maliyetlerin minimize edildiği farklı bir üretim seviyesine sahiptir. Ekonomik faaliyetlerin dalgalanması durumunda, denge üretim seviyesi minimum etkinlik ölçeğinden sapabilir ve firmaların ortalama maliyetleri minimum seviyesinin üstünde gerçekleşebilir.

Kar maksimizasyonu yapan firmalar, teknoloji taahhütlerini ex-ante olarak beklenen maliyetlerini minimum kılacak şekilde yapacaklardır. Üretimde görülen dalgalanma, firmanın üretim planlarının ex-post olarak optimal altı gerçekleşmesine neden olacaktır. Planlama hatalarının sonucunda etkinsiz teknolojinin seçilmiş olması, kaynakların israfına neden olacaktır. Bu üretim etkinsizlikleri, ekonomik istikrarsızlığın ortalama büyümeyi düşürmesi sonucunu doğuracaktır. Yazarlar, değişkenlikteki artışın

negatif etkilerini etkinsizlik etkisi (inefficiency effect) ve planlama etkisi (planning effect) olmak üzere ikiye ayırmaktadırlar. Etkinsizlik etkisi, veri teknolojide kaynakların daha az etkin kullanımından doğan üretim kaybı iken; planlama etkisi firmanın azalan ortalama üretim beklentisi nedeniyle daha düşük bir üretim ölçeğini seçmesi nedeniyle yaşanan üretim kaybını simgelemektedir. Ayrıca çalışma, cari üretimin gelecekteki üretimle yaparak öğrenme yoluyla ilişkili olması durumunda değişkenlikteki bir seferlik yükselmenin üretim üzerinde kalıcı negatif etkilere sahip olduğunu göstermektedir.

Yazarlar, teorik açıklamalarını ampirik kanıtlarla desteklemişlerdir. ABD ekonomisi için 1948:1-1989:4 dönemini kapsayan çeyrek dönemlik logaritmik reel GSYH büyümesi ve logaritmik reel GSYH büyümesinden elde edilen tahmin hatalarının varyansını kullanmışlardır. Yazarlar, değişkenlikle büyüme arasında istatistiksel olarak anlamlı bir negatif ilişki tespit etmişlerdir. Değişkenlikteki artış büyüme üzerinde kalıcı bir negatif etkiye sahiptir. Ayrıca değişkenlikten büyüme doğru açık bir Granger nedensellik bulunmaktadır. Yazarlar, üretimdeki değişkenliğin elimine edilmesi durumunda ortalama yıllık GSYH büyümesinin % 1,8 gibi önemli bir oranda yükseleceğini belirtmektedirler. Ayrıca, değişkenlikle büyüme arasındaki negatif ilişki negatif şokların etkisi tarafından açıklanamamaktadır. Hem negatif hem de pozitif şoklar, değişkenlik üzerinde aynı büyüklükte negatif etkiye sahiptir. Yazarlar, değişkenliğin büyüme üzerinde asimetric etkiye sahip olmamasının kendilerinin teknoloji taahhütü teorileri ile uyumlu olduğunu belirtmektedirler.

Ramey ve Ramey (1995) 92 ülkeyi kapsayan panel çalışmalarında, özellikle gelişmekte olan ülkelerde ortaya çıkan yüksek üretim değişkenliği ile uzun dönemli ekonomik büyüme arasında negatif ilişki bulmuştur. Yazarlar iki ayrı ülke örneklemini kullanmışlardır. İlk örneklem 92 ülkeyi ve 1960-1985 dönemini kapsamaktadır. İkinci örneklem 24 OECD ülkesinden oluşmakta ve 1950-1988 dönemini kapsamaktadır. Değişkenlik, kişi başı yıllık büyüme oranının standart sapması olarak hesaplanmıştır. Yazarlar, değişkenlikle ortalama büyüme arasında kurdukları basit regresyonda 92 ülkeyi kapsayan örnekleimde negatif ve istatistiksel olarak anlamlı, OECD ülkeleri için ise pozitif fakat anlamsız katsayı sonuçlarına ulaşmışlardır. Daha sonraki aşamada, değişkenliğin yanında kontrol değişkenleri olarak GSYH'daki ortalama yatırım oranı, ortalama nüfus artış hızı, başlangıç beşeri sermayesi (initial human capital) ve başlangıç kişi başı GSYH'yı



kullanmışlardır. Sonuçta, yazarlar değişkenlikle büyüme arasında hem 92 ülke hem de OECD ülke örneklemeleri için kontrol değişkenlerinin eklenmesiyle daha da güçlenen bir negatif ilişki tespit etmişlerdir. Yazarlar bu ilişkide, GSYH'daki ortalama yatırım oranının kontrol değişkeni olarak eklenmesinin sonuçlar üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etki doğurmadığını belirtmişlerdir. Ayrıca, değişkenliğin negatif etkisini oluşturan temel nedenin belirsizliği ölçen GSYH büyümesindeki inovasyonlar olduğunu göstermişlerdir.

Yazarlar çalışmanın iki temel sonuca sahip olduğunu belirtmektedirler. Birincisi, değişkenlikle büyüme arasında bir ilişki olmadığını varsayan iktisadi dalgalanma ve büyüme literatürü önemli öğeleri dışlamaktadır. İkincisi, değişkenlikle büyüme arasındaki ilişki kuran yatırım temelli teoriler, veri tarafından doğrulanmamaktadır. Yazarlar, sonuçların büyük ölçüde Ramey ve Ramey (1991)'de sunulan teorik fikirleri desteklediğini belirtmektedirler. Bu teorik yaklaşım, değişkenlikteki maliyetin, firmaların belirsizlik tarafından uyarılmış planlama hatalarına dayandığını göstermektedir. Değişkenliğin bağlantılı bir maliyeti de, Bertola (1994) ile Dixit ve Rob'un (1994) çalışmalarında da vurgulanan verimli faktörlerin sektörler arasında kayması sonucu ortaya çıkmaktadır.

Macri ve Sinha (2000) Avustralya ekonomisi için ARCH-M modelini kullanarak üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yazarlar bu amaçla üçer aylık sanayi üretim endeksi (1957:3-1999:4) ve GSYH endeksi (1959:3-1999:4) büyüme oranlarını kullanmışlardır. İncelenen dönem için Avustralya ekonomisinde GSYH büyümesi, herhangi bir ARCH etkisi göstermemektedir. Buna karşın sanayi üretimi büyüme oranındaki değişkenlik, sanayi üretimi büyümesi üzerinde negatif ve anlamlı bir etkiye sahiptir. Yazarlar, sonuçlarının Avustralya ekonomisi için üretim değişkenliğinin düşük büyümeye neden olduğu yönündeki Keynesçi teoriyi desteklediğini belirtmektedirler.

Henry ve Olekans (2000), 1947-1998 dönemi için üçer aylık ABD GSYH verilerini kullanmışlardır. Yazarlar, üretim değişkenliği büyüme ilişkisinde resesyonların etkisine yoğunlaşmışlar ve bu amaçla CDR-GARCH-M modelini kullanmışlardır. Çalışma, değişkenlikle büyüme arasında negatif ilişkinin ve anlamlı bir asimetrik etkinin bulunduğu sonucuna ulaşmıştır. Ekonomik daralma dönemlerinde, üretim değişkenliği en yüksek

seviyesine ulaşmaktadır. Ayrıca, resesyondan sonra hızlı biçimde genişleyen ekonomide, bu büyüme süreci üretim belirsizliğinin negatif etkilerini ortadan kaldırmaktadır.

Martin ve Rogers (2000), 1979-1992 dönemini kapsayan 90 Avrupa bölgesi, 1960-1988 dönemini kapsayan 24 sanayileşmiş ülke ve 1960-1988 dönemini kapsayan sanayileşmemiş ve petrol üreticisi olmayan 72 ülke olmak üzere üç ayrı örneklem grubunu kullanarak değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Yazarlar, Logaritmik kişi başı GSYH'yı kullanarak EKK yöntemiyle büyüme oranını elde etmiş ve büyüme oranının standart sapmasını da iktisadi dalgalanmanın genişliğinin bir ölçüsü olarak almışlardır. Kontrol değişkenleri olarak ise, başlangıç GSYH, GSYH'deki ortalama yatırım oranı, GSYH'deki ortalama kamu harcaması oranı, başlangıç beşeri sermayeyi temsilen birincil okullaşma oranı (primary schooling) ve gelişmekte olan ülkeler için politik istikrarsızlık değişkenleri eklenmiştir.

Çalışmada gelişmiş ülkeler için üretimdeki dalgalanma ile büyüme arasında negatif ilişki bulunurken; gelişmekte olan ülkeler için istatistiksel olarak anlamlı bir ilişkiye ulaşılamamıştır. Yazarlar bu sonucun, değişkenlikle yatırım arasında bir ilişki kurarak büyümedeki negatifliği açıklayan duruma ters düştüğünü belirtmektedirler. Yatırımın değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi açıklamada önemli bir rolü olması durumunda; gelişmekte olan ülkeler ile gelişmiş ülkeler arasındaki farkı açıklamak zor olmalıdır. Eğer değişkenlik yatırımı olumsuz etkiliyorsa, bu durum her iki ülke seti için de geçerli olmalıdır. Yazarlar, bunun tersine kendi sonuçlarının Young'ın (1993) teorik yaklaşımında belirttiği, yaparak öğrenmenin yalnızca gelişmiş ülkelerde büyümenin motoru olduğu yönündeki teorik açıklamayla tutarlı olduğunu belirtmektedirler.

Kneller ve Young (2001) iktisadi dalgalanmanın değişkenliği ile uzun dönemli büyüme arasındaki ilişkiyi, 24 OECD ülkesi için 1961-1997 dönemini kapsayacak şekilde araştırmışlardır. Yazarlar, üretim değişkenliği ile büyüme arasında sağlam bir negatif ilişki bulduklarını belirtmektedirler. Yazarlar ayrıca, üretimin petrol fiyatlarındaki değişkenlikle ve enflasyon belirsizliğiyle negatif ilişki içerisinde bulunduğu sonucuna varmışlardır.

Fatas (2002), 98 ülke için 1950-2008 dönemini kapsayan panel çalışmasında iktisadi dalgalanmaların büyüme üzerindeki etkisini incelemiştir. Yazar, değişkenliği kişi

başı büyüme oranlarındaki standart sapma olarak almıştır. Ayrıca yazar, belirsizlik ölçütü olarak da, büyümenin kendi geçmiş değerlerinden oluşan regresyondan elde ettiği hata terimlerini kullanmıştır. Hem değişkenlik hem de belirsizlik serisinin, büyüme üzerindeki etkisi negatif ve anlamlı bulunmuştur. Bu nedenle yazar, çalışmanın kalanında değişkenlik serisi üzerinden analizine devam etmiştir. Çalışmaya göre, değişkenliğin büyüme üzerindeki olumsuz etkisi fakir veya finans sektörü zayıf olan ülkelerde daha fazladır.

Loayza ve Hnatkowska (2004), 22'si OECD ülkesi olmak üzere 79 ülke örneklemini ve tek bir yatay kesit üzerinden 1960-2000 ülke ortalama değerleri ve onar yıllık ortalama değerler üzerinden değişkenlik ve büyüme arasındaki ilişkiyi araştırmışlardır. Çalışmada iktisadi dalgalanmadaki değişkenliği yakalamak için iki ayrı değişkenlik serisi kullanılmıştır. Bunlardan birincisi, kişi başı GSYH büyümesinin standart sapması diğeri ise reel konjonktür literatürüne uygun biçimde kişi başı GSYH açığının standart sapmasıdır. Çalışmanın sonunda yazarlar, değişkenlik ile büyüme arasında negatif bir ilişkinin bulunduğu ve bu negatif ilişkinin düşük gelirli, gelişmemiş, finansal gelişimi zayıf veya konjoktüre ters maliye politikası yürütemeyen ülkelerde daha da arttığı sonucuna varmışlardır. Ayrıca yazarlar, değişkenlik ve büyüme arasındaki negatif ilişkinin son yirmi yılda normal ekonomik dalgalanmalardan ziyade, üretim üzerinde görülen büyük oranlı daralmalar nedeniyle kuvvetlendiğini belirtmişlerdir.

Bredin ve diğerleri (2008), Asya ülkeleri için makroekonomik belirsizlik ile performans arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Yazarlar Hindistan, Güney Kore, Malezya, Filipinler ve Singapur ülkeleri için üretim, enflasyon, üretim değişkenliği ve enflasyon değişkenliğinden oluşan dört değişkenli VAR-GARCH-M modeli aracılığı ile üçer aylık sanayi üretim endeksini ve tüketici fiyat endeksini kullanarak analizlerini gerçekleştirmişlerdir. Çalışmanın vardığı iki temel sonuç bulunmaktadır. Birincisi, ülkelerin çoğunluğunda belirsizlik ile ortalama büyüme oranı arasındaki ilişkinin negatif olduğu bulunmuştur. İkincisi, beklentilerin tersine enflasyon belirsizliğinin çoğu durumda büyüme performansını olumsuz etkilemediği görülmüştür.

Berument ve diğerleri (2010) 1987Q2-2007Q3 dönemi için Türkiye’de büyüme değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştir. Yazarlar ayrıca, büyüme değişkenliği ile büyüme sürecinde önemli yer tutan yayılım değişkenleri (transmitting variables) arasındaki etkileşimi de incelemiştir. Büyüme serisi olarak, mevsimsellikten arındırılmış logaritmik reel GSYH serisinin birinci farkının kullanıldığı çalışmada; büyüme AR modellemesi ile değişkenlik serisi ise EGARCH modeliyle elde edilmiştir. Yayılım değişkenleri olarak, toplam faktör verimliliği büyüme oranı, yatırım (yatırımın GSYH’ya oranı olarak), istihdam büyümesi ve reel döviz kurundaki yüzde değişme kullanılmıştır. Yazarlar, büyüme değişkenliği ile büyüme ve yayılım değişkenleri arasındaki etkileşimi, multi-AR yöntemiyle elde etmişlerdir. Bu yöntemle her bir değişken için uygun AR modeli tespit edilip, büyüme değişkenliği modele açıklayıcı değişken olarak dahil edilerek büyüme ve yayılım değişkenlerinin değişkenlikle olan ilişkisi incelenmiştir.

Çalışma, büyüme ile büyüme değişkenliği arasında %5’de anlamlı negatif ilişki bulmuştur. Bu sonuç farklı spesifikasyonlar için de geçerlidir. EGARCH modelinden elde edilen asimetri katsayısı %10’da anlamlı ve pozitifdir. Bu sonuç, Türkiye’de pozitif şokların değişkenliği negatif şoklardan daha fazla artırdığını öne sürmektedir. Yayılım değişkenleri incelendiğinde ise, büyüme değişkenliğinin; toplam faktör verimliliği büyümesi, yatırım ve reel döviz kuru büyümesini olumsuz etkilediği sonucuna varılmıştır. Her üç yayılım değişkeni için, değişkenlik katsayısı negatif ve %5’de, pozitif asimetri katsayısı %10’da anlamlıdır. Diğer bir yayılım değişkeni olan istihdam büyümesi için ise, hem değişkenlik katsayısı hem asimetri katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Yazarlar, istihdam büyümesinin değişkenlikten etkilenmemesini yüksek istihdam vergileri ve işten çıkarma tazminatları gibi nedenlerle yüksek ücret-dışı emek maliyetlerine sahip olan Türkiye’deki emek piyasasının esnek olmayışına bağlamaktadırlar.

## 1.2. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki Pozitif İlişki

Üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki geleneksel görüş negatif ilişki öngörmekle birlikte, üretim değişkenliğinin büyümeyi pozitif etkileyebileceği üzerinde duran çalışmalar da bulunmaktadır.

Üretim değişkenliğinin büyümeyi pozitif etkileyebileceği yönündeki önemli bir teorik yaklaşım, Schumpeter'in (1939) "yaratıcı yıkım" görüşüne kadar uzanmaktadır. Schumpeter (1939:87) yeniliği basitçe "yeni bir üretim fonksiyonunun oluşturulması" olarak tanımlamaktadır. Yeniliğin merkezinde ise girişimci yer almaktadır. Schumpeter (1939:86) yenilikler sayesinde ekonomik süreçteki değişimlerin ve ekonomik sistemin bu değişimlere verdiği tepkilerin ekonomik evrim terimiyle adlandırılacağını belirtir. Schumpeter, ekonomik evrimin yapısını ortaya koyarken; iktisadi dalgalanmaları da açıklamaktadır. Yenilik olmadığından "yeni bir üretim fonksiyonuna" geçilememekte, "ekonomik evrim" gerçekleşmemektedir. Yenilik vasıtasıyla kar peşinde koşan girişimci, statik durumu ekonomik gelişmeyi sağlayan dinamik bir sürece çevirmektedir.

Schumpeterçi yaklaşımda, resesyonlar geçicidir ve bu sürede gelecekteki ekonomi daha etkin bir plan çerçevesinde yeniden kurulmaktadır. Bu yaklaşım "fırsat maliyeti" argümanı ile ilk defa Hall'de (1991) ortaya çıkmıştır. Hall, kurduğu modelde sabit bir emek gücünü, reel konjonktür modellerindeki üretim ve boş zaman arasında paylaştırılmasından farklı olarak, üretim ve organizasyonel sermayenin yaratımı olmak üzere ikiye ayırmıştır. Hall, resesyonlarda ölçülen üretimin düşük olabileceğini, fakat bu sürede gelecekteki verimlilik artışının katkısıyla bu durumun telafi edileceği bir yapının organize edildiğini belirtmektedir. Bean (1990), Gali ve Hammour (1991), Saint-Paul (1994) ve Aghion ve Saint-Paul (1998) fırsat maliyeti etkisinin varlığı ile ilgili ampirik kanıt süren çalışmalarda bulunmuşlardır.

Aghion ve Banerjee (2005), yaratıcı yıkım modellerinde üretim ve araştırma-geliştirme (A-G) ikame ilişkisi içerisinde olduğundan değişkenlik ve büyüme arasında pozitif ilişki bulunduğunu belirtmişlerdir. Yazarlar, üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki pozitif ilişki durumunun negatif de olabileceğini belirtmişlerdir. Yazarlar geliştirdikleri Schumpeterçi modele kredi kısıtını eklemişlerdir. Verimlilik şoklarının

firmanın likidite durumunda belirsizlik yarattığı durumlarda, firmayı uzun dönemli yatırımları finanse edebilir olma durumundan uzaklaştırabilir veya bu konuda daha çekinceli hale getirebilir. Verimlilik şoklarının yarattığı belirsizliğin kredi kısıtı olarak ortaya çıkması, değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi negatif hale getirebilir. Bununla birlikte yazarlar, verimlilik şokları nedeniyle büyümede etkili bir azalma olması durumunun, özellikle finansal bakımdan gelişmemiş ülkeler için geçerli olduğunu belirtmektedirler. Bu ülkelerde, verimlilik şokları üretim üzerinde daha büyük etkiye sahip olduğundan ve finans piyasaları derin olmadığından belirsizliğin negatif etkisi de artmaktadır.

Blackburn (1999), yaparak öğrenmeye dayalı bir içsel büyüme modeli aracılığıyla üretim değişkenliğini azaltmaya yönelik kısa dönemli istikrar politikalarının, uzun dönemli büyüme üzerinde olumsuz etkileri olabileceğini vurgulamıştır. Blackburn ve Pelloni (2001), yaparak öğrenmeye dayalı dinamik genel denge modeli kullandıkları çalışmalarında, üretimdeki değişkenlikle ortalama büyüme arasındaki ilişkinin iki temel faktöre bağlı olduğunu belirtmişlerdir. Bu iki temel faktör, stokastik şokların kaynağı (reel veya nominal) ve emek piyasasının işleyişidir (ücret esnekliği veya ücret katılığı). Üç türlü dışsal şok bulunmaktadır. Bunlardan ikisi reeldir ve tercih şoku ile kamu harcama şokundan oluşmaktadır. Nominal şoku ise, parasal büyüme oranı şoku oluşturmaktadır. Emek piyasası, reel konjonktür modelindeki biçimiyle ücretlerin esnek olduğu ve yeni Keynesçi modelindeki biçimiyle kontratlarla önceden belirlendiği iki şekliyle de modele dahil edilmiştir.

Yazarlar, uzun dönemli büyümenin nominal şoklarla negatif; fakat reel şoklarla pozitif ilişki içerisinde bulunduğunu belirtmişlerdir. Uzun dönemli büyüme ile değişkenlik arasındaki ilişki, emek piyasasında nominal katılıkların olmaması durumunda pozitif; katılıkların olması durumunda ise pozitif veya negatif olabilmektedir. Yazarlar, iktisat politikası açısından çalışmanın nominal şokları stabilize etmeyi amaçlayan para politikasının büyüme için olumlu; buna karşın reel şokları stabilize etmeyi amaçlayan maliye politikasının uzun dönemli büyüme için olumsuz olduğu yönünde bir öneriye vardığını belirtmektedirler.

Üretim değişkenliği ile üretim arasındaki pozitif ilişkinin varlığı ile ilgili teorik yaklaşımlardan birisi, gelir belirsizliği altında tasarrufların artacağı ve bunun ortalama büyümeyi artıracığı yönündedir. Solow'un (1956) neoklasik büyüme modelinde yükselen tasarrufların, ekonomi yeni dengesine varıncaya kadar daha yüksek bir ekonomik büyümeye neden olacağı öngörülmüştür. Sandmo (1970) gelir akımındaki değişkenliğin, daha yüksek tasarruf oranına neden olacağını belirtmiştir. Yazar, maaşlı çalışanlar ile kendi işinden gelir elde edenlerin tasarruf davranışlarının birbirlerinden farklı olduğunu belirtmektedir. İkinci gruba giren çiftçiler ve iş adamlarının geliri, maaşlı çalışanlardan daha değişkendir. Bu grup için, ex-post değişkenlik daha yüksek bir ex-ante belirsizliğe yol açarak, daha yüksek bir tasarruf oranına neden olacaktır. Tasarruftaki bu artış ise, daha yüksek bir sermaye birikimine ve ekonomik büyümeye imkân verecektir. Mirman (1971) aynı sonuca, gelecekteki üretim ve fayda fonksiyonunun tam olarak bilinmemesi nedeniyle bu fonksiyonların deterministik olmadıkları durumda, optimal tüketimin düşeceği sonucuna vararak ulaşmıştır.

Üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki pozitif ilişki ile ilgili önemli bir diğer teorik açıklama Black'e (1982, 1987) aittir. Kaynakların bir sektörden diğerine geçişi maliyetli bir süreç olduğundan, kaynakların sektörler arasındaki geçişi üretim ve istihdam dalgalanmaları yaratmaktadır. Dayanıklı mal üreten sektörlerle olan talepteki dalgalanma, dayanıklı mal üretiminde daha büyük dalgalanmalara ve işçilerin geçici olarak işten çıkarılmalarına neden olur. Uzmanlaşmış faktörler, mal ve hizmet üretiminde birlikte çalıştıklarından, daha az uzmanlaşmış sektörlerdeki düşük ücretli veya işten çıkarılmalarının etkisinin az olacağı çalışanlardan daha çok kendi sektörlerindeki istihdam durumuna duyarlıdır. Bu durumda Black (1982)'de teknoloji, uzmanlaşma derecesi ile bağlantılıdır. Daha ileri teknoloji, kendisi ile birlikte üretimde daha yüksek bir uzmanlaşmayı getirmektedir. Daha ileri uzmanlaşma ise bir yandan daha yüksek getiri sağlarken; diğer yandan daha şiddetli dalgalanmalara yol açarak riskin artmasına neden olmaktadır.

Caporale ve McKiernan (1996), İngiltere üzerinde yaptıkları çalışmada kullandıkları GARCH-M modeli aracılığıyla üretim değişkenliği ile büyüme arasında pozitif ilişki bulmuşlardır. Çalışmada 1948:01-1991:09 dönemi için aylık sanayi üretim endeksi büyüme oranı kullanılmış; ayrıca karşılaştırma amacıyla üçer aylık sanayi üretim

endeksi ve GSYH verileri ile de çalışılmıştır. Aylık sanayi endeksi büyüme oranlarında ARCH etkisi bulunmasına karşın, üçer aylık sanayi üretim endeksi ve GSYH büyüme oranlarında ARCH etkisine rastlanılmamıştır. Yazarlar bu sonucun, Baillie ve Bollerslev'in (1989) belirttiği düşük frekanslı serilerin zımni bir ortalamayı içerisinde barındırması nedeni ile şartlı varyans yapısını gizlediği yönündeki sonucu ile tutarlı olduğunu belirtmektedirler. Ayrıca yazarlar değişkenliğin büyüme üzerindeki etkisinin boyutunu da, şartlı varyanstaki %40'lık artışın büyüme oranında %1'lik bir artışa yol açacağı şeklinde hesaplamışlardır. Yazarlar, ters nedenselliği de Granger nedensellik analizi ile test etmişlerdir. Üretim değişkenliği, büyümenin Granger nedeni iken; büyümeden üretim değişkenliğine doğru bir Granger nedensellik söz konusu değildir. Son olarak yazarlar, petrol krizi öncesi ve sonrası olmak üzere iki ayrı dönem için (1973 öncesi ve sonrası) ve ortalamadan dört standart sapma ile daha fazla sapan şartlı varyans değerleri için kukla değişken koyarak yüksek sapmaları dışlamışlardır. Bu spesifikasyonlar da, üretim değişkenliği ile büyüme arasında pozitif ilişki bulgusunu değiştirmemiştir.

Caporale ve McKiernan (1998) ARCH-M modeli aracılığı ile ABD için üretim ile üretim değişkenliği arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Çalışmayı daha önceki çalışmalardan ayıran en önemli nokta uzun bir zaman periyoduna sahip olmasıdır. 1870-1993 yıllık reel GSYİH verileri ile çalışan yazarlar, zaman periyodunun uzunluğunun düşük frekanslı serilerin zımni bir ortalamayı içerisinde barındırması nedeni ile şartlı varyans yapısını gizlediği yönündeki sonucu geçersiz kıldığını ve Black'in (1987) hipotezinin testi için yeni sermaye yatırımına izin vermesi nedeniyle daha uygun olduğunu belirtmektedirler. Çalışmanın sonunda yazarlar, değişkenliğin istatistiksel olarak anlamlı bir biçimde üretimin büyüme oranını artırdığını bulmuşlardır.

Bredin ve Fountas (2005), 1957-2003 dönemi aylık verilerle G-7 ülkeleri için iki değişkenli GARCH-M modeli aracılığıyla, değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi incelemiştirlerdir. Yazarlar, enflasyon ve üretim büyümesinin koşullu varyanslarını nominal ve reel belirsizlik olarak ele almışlar ve dört temel sonuca ulaşmışlardır. Analize konu olan ülkelerin çoğunda üretim büyümesindeki değişkenliğin, büyüme oranını pozitif etkilediği sonucuna varmışlardır. Enflasyon belirsizliğinin enflasyon ve büyüme üzerindeki etkileri ise, açık değildir. Bu nedenle, enflasyon oranı üzerindeki belirsizliğin ekonomik büyümeye



zarar verdiđi yargısına varmak gereksizdir. Ayrıca, üretim belirsizliğinin enflasyon üzerindeki etkisi de açık deđildir.

Dejuan ve Gurr (2004), 1961-2000 dönemini kapsayan çalışmalarında Kanada'nın 10 eyaleti için ekonomik büyüme ile deđişkenlik arasındaki ilişkiyi panel data yöntemiyle incelemişlerdir. Yazarlar, büyüme için kişi başı GSYH'daki yıllık büyüme oranını, deđişkenlik için ise büyüme serisinin standart sapmasını kullanmışlardır. Çalışma deđişkenlik ve büyüme arasında zayıf bir pozitif ilişkinin var olduđu sonucuna ulaşmıştır.

Fountas ve Karanasos (2008), beş Avrupa ülkesinde üretim deđişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi 100 yılı aşan bir dönem için incelemişlerdir. Ele alınan beş sanayileşmiş Avrupa ülkesi; Fransa, Almanya, İtalya, İngiltere ve İsviçre'dir. Üretim deđişkeni olarak, yıllık sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. İlişkinin tespiti amacı ile her ülke için uygun AR-GARCH-M modelini kullanan yazarlar; sonuçların tutarlılığını sağlamak amacı ile çeşitli alternatif spesifikasyonları da denemişlerdir. Bu amaçla yazarlar belirsizlik üzerinde asimetrik etkilere izin vermiş ve enflasyon kanalı aracılığı ile belirsizliğin büyümeyi nasıl etkilediđi üzerinde durmuşlardır. Ayrıca uzun zaman periyodu nedeniyle yazarlar, Büyük Bunalım, I. ve II. Dünya Savaşı ve petrol şokları için kukla deđişken kullanmış ve çeşitli alt dönemlere sahip modeller için de çözümleme yapmışlardır. Çalışmanın ulaştığı iki ana sonuç vardır. Birincisi, beş ülkeden üçünde üretim belirsizliğindeki artış daha yüksek büyüme oranlarına yol açmıştır. İkincisi, ekonomik büyüme, ekonomik belirsizliği bir ülke hariç hepsinde azaltmaktadır.

Lee (2010), üretim deđişkenliği ile üretim arasındaki ilişkiyi 1965:1-2007:9 dönemini kapsayacak şekilde G-7 üyesi ülkeler için sabit etkili dinamik panel yöntemini kullanarak test etmiştir. Büyüme, logaritmik sanayi üretim endeksinin büyüme oranı olarak ölçülmüş ve deđişkenlik GARCH(1,1) modeliyle tahmin edilmiştir. Yazar, üretim deđişkenliği ile büyüme arasında pozitif ilişki bulunduđu sonucuna ulaşmıştır.

### 1.3. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasında İlişki Olmaması Durumu

Üçüncü görüş ise, üretim değişkenliği ile büyüme arasında bir ilişkinin olmayabileceği üzerinde durmaktadır. Friedman (1968) sonrasında beklentili Phillips eğrisi ve uzun dönem dikey Phillips eğrisinin temelini oluşturacak çalışmada, uzun dönemli büyüme ile kısa dönemli değişkenlik arasında bir ilişki bulunmadığı sonucuna örtük olarak varmaktadır. Friedman'ın analizinde dışsal şoklar, özellikle parasal şoklar, üretim ve istihdamı kendi doğal seviyelerinden saptırmaktadır. Üretim ve istihdamın doğal seviyesi ise, teknolojik faktörler gibi reel faktörler tarafından belirlenmektedir. O halde üretim ve istihdamdaki kısa dönemli değişimler, uzun dönemli trendi değiştirmeyecektir.

Friedman'ın yaklaşımının devamı, Taylor (2000)'de belirtilen “makro konsensüs”de görülebilir. Taylor, modern makro iktisadi beş bileşende toplamaktadır: (i) Uzun dönemli reel GSYH veya potansiyel GSYH, ilk olarak Solow tarafından geliştirilen ve daha sonra “teknoloji”nin içsel kabul edilmesiyle genişletilen büyüme modeli yardımıyla anlaşılabilir. (ii) Enflasyon ve işsizlik arasında uzun dönemli bir ödünleşim bulunmamaktadır. Bu durumda para politikası, enflasyonu etkilemekte fakat uzun dönemde reel değişkenlere karşı yansız kalmaktadır. (iii) Üretimin potansiyel GSYH trendi etrafındaki dalgalanmaları, enflasyon ve işsizlik arasındaki kısa dönemli ödünleşimin önemli bir sonucudur. Bu ödünleşim büyük ölçüde, geçici olarak yapışkan olan ücret ve fiyatlar nedeniyle ortaya çıkmaktadır. (iv) Enflasyon ve gelecekteki politika kararları ile ilgili beklentiler içsel ve istatistiksel olarak anlamlıdır. (v) Para politikası kararları kurallar veya cevap fonksiyonları olarak dizayn edilmekte ve politika aracı olarak nominal faiz oranı kullanılmaktadır.

Taylor (2000), 1990'lardaki makroekonomik politika araştırmalarının büyük çoğunluğunda iktisadi dalgalanmaların, büyüme trendinden sapmalar olarak ele alındığını belirtmekte ve Clarida ve diğerleri (1999) ve Taylor (1999)'da da görüleceği üzere neredeyse tüm merkez bankalarının yukarıdaki beş bileşen etrafında gelişen yeni Keynesçi<sup>4</sup> veya sonrasında yeni neoklasik sentez olarak isimlendirilen modelleri kullandıklarını belirtmektedir.

---

<sup>4</sup> Makro iktisat okulları ile ilgili daha geniş bilgi için Bkz. Bocutoğlu, 2011.

Bununla birlikte, bu modellerin özellikle büyük ölçekli üretim daralmalarında, faiz yoluyla para politikası ve kamu harcamaları ile vergi oranları üzerinden maliye politikası aracılığıyla çıktı açığını azaltmaya yönelik bir teorik altyapıya sahip oldukları göz önünde tutulmalıdır. Nitekim 2008 Küresel Krizinde para ve maliye politikası, dalgalanmanın şiddetini azaltmak amacıyla etkili biçimde kullanılmıştır. Bu açıdan, Küresel Krizin yukarıda Taylor'un beş konsensüs temelinde açıkladığı makro iktisat uzlaşısında yeni bir kırılma noktası yarattığı söylenebilir.

Lucas'ın (1987) istikrar politikaları ile trendden sapmaları minimize etmeye çalışmanın getirisinin oldukça önemsiz olduğunu belirtmesi; değişkenlikle uzun dönemli büyüme arasındaki zayıf ilişki ile ilgili diğer bir teorik altyapı oluşturmuştur. Lucas (1975: 1113), tanımladığı iş çevrimi denge modelinin, geleneksel makro modellere göre üç ayırt edici özelliğe sahip olduğunu belirtmiştir. (i) Zamanın herhangi bir anında fiyatlar ve miktarlar rekabetçi denge içerisinde belirlenir. (ii) Ekonomik karar birimlerinin beklentileri sahip oldukları bilgi setine göre rasyoneldir. (iii) Sahip olunan bilgi ise eksiktir. Bilginin eksik olması, sadece geleceğin bilinmezliğiyle değil; hiçbir karar biriminin, ekonominin güncel durumuyla ilgili tam bilgiye sahip olamayacağıyla ilgilidir. Lucas (1975:1113), iktisadi dalgalanmaları reel üretimin trend etrafında dalgalanması olarak nitelemiştir. Reel üretimin trend etrafında dalgalanmasının temel nedeni ise, ekonomik karar birimlerince beklenmeyen (unsystematic) parasal ve mali şoklardır.

Lucas (1987) II. Dünya savaşı sonrası dönem için yaptığı analizde ABD ekonomisinde iktisadi dalgalanmaların maliyetinin oldukça küçük olduğunu hesaplamıştır. Yazar, bir temsili tüketici yapısı kullanmış ve her bir kişinin iktisadi dalgalanmalar nedeniyle ortaya çıkan tüketimdeki değişkenliği ortadan kaldırmak için oldukça küçük bir miktar ödemeye istekli olacağını hesaplamıştır. Bu nedenle, iktisadi dalgalanmaları azaltmaya yönelik istikrar politikalarının getirisinin oldukça önemsiz olduğu sonucuna varmıştır.

Değişkenlik ile büyüme arasında ilişki olmaması durumu, özellikle iktisadi dalgalanma ile ekonomik büyüme arasındaki ayrımın anlamsız olduğunu ve büyüme ile iktisadi dalgalanma teorilerinin birlikte ele alınması gerektiğini belirten reel konjonktür teorisini destekler niteliktedir. Long ve Plosser (1983) dalgalanmaların teknolojiye

rasgele deęişimlerden kaynaklandığını belirtmişlerdir. Prescott (1986) Solow artığını (toplam faktör verimliliğini) teknoloji şoklarını temsilen kullanmış ve oluşturduğu reel konjunktür modeline göre ekonomideki dalgalanmaların %70'den fazlasının toplam faktör verimliliğindeki dalgalanmalarla açıklanabileceğini belirtmiştir. Nelson ve Plosser (1982) diğer makroekonomik zaman serileri gibi kişi başı reel üretimin tesadüfi yürüyüş sürecine uygun hareket ettiğini savunmuştur. Tesadüfi yürüyüşe sahip zaman serisi, deterministik bir trende geri dönüşle ilgili bir eğilime sahip değildir. Böylece, rasgele yürüyüşe sahip verimlilik şokları üretim üzerinde kalıcı bir deęişime neden olabilmektedir. Her bir verimlilik şoku, yeni bir büyüme yolu yaratmaktadır. Bu nedenle, ekonomik zaman serilerini zamana bağımlı deterministik bir trend ile trendden sapmalar olarak ayrıştırmak ve sapmaların trende dönme eğiliminde olduğunu varsaymak yanlış yönlendirici bir yaklaşım olacaktır.

Bu durumda reel konjunktür teorisinde, üretimin zaman içerisindeki ilerleyişini bir trend ve onun etrafındaki salınım olarak görmek yanlıştır. İktisadi dalgalanmalar, reel ekonomik şoklara karşı rasyonel tepki veren karar birimlerinin davranışlarının bir sonucu olduğu için, büyüme ve konjunktür teorileri ayrı olarak ele alınmamalıdır. Nihayetinde, deęişkenlikle büyüme arasında bir ilişki aramak anlamsızdır.

Speight (1999), İngiltere ekonomisi için deęişkenlik ile büyüme arasındaki ilişkiyi ARMA-GARCH-M modeli aracılığıyla incelemiştir. Yazar, savaş sonrası dönem için (1948:01-1994:06) aylık sanayi üretim endeksi büyüme oranlarını kullandığı çalışmada, üretim deęişkenliği ile ortalama büyüme arasında pozitif fakat istatistiksel olarak anlamsız bir ilişki bulmuştur.

Grier ve Perry (2000) ABD ekonomisi için üretim deęişkenliği ile büyüme arasında ilişkiyi incelemiştir. Yazarlar, 1948 - 1996 dönemini kapsayan aylık sanayi üretim endeksi büyüme oranını kullandıkları çalışmalarında, GARCH-M modelini kullanmışlar ve üretim deęişkenliği ile büyüme arasında ilişki olduğu yönünde bir kanıtı ulaşılamamışlardır.

Fountas ve diğerleri (2004), Japonya için üç ayrı GARCH modeli kullanarak üretim deęişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Yazarlar çalışmalarının literatüre üç yönden katkıda bulunduğunu belirtmektedirler. Çalışma son 40 yıldır önemli

üretim değişkenliği sergileyen Japonya ekonomisini ele almakta ve 1961–2000 dönemi için çeyrek dönemlik GSYH verilerini kullanmaktadır. Ayrıca, çalışmada değişkenlik büyüme ilişkisi Bollerslev'in (1986) modeli, Taylor (1988) ile Schwertz'in (1990) modeli ve Nelson'un (1991) üstel GARCH modeli olmak üzere üç ayrı GARCH modelinden yararlanılarak test edilmiştir. Son olarak, "risk primi" olarak üç ayrı yöntemin kullanılmasına izin verilmiştir: koşullu varyans, koşullu standart sapma ve koşullu varyansın logaritması. Yazarlar, kullandıkları hiçbir modelde değişkenliğin büyümeyi etkilediğine dair istatistiksel olarak anlamlı bir sonuca ulaşamamışlardır.

Döpke (2004), sanayileşmiş 24 OECD ülkesi için 1960-2000 döneminde üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi yatay kesit ve panel data yöntemleri ile incelemiştir. Çalışmada değişkenlik, reel GSYH büyümesinin standart sapması, H-P trendden sapmanın standart sapması, BP (Band Pass filter) trendden sapmanın standart sapması ve OECD üretim açığından sapmanın standart sapması olarak hesaplanmıştır. Yazar, değişkenliğin büyüme üzerindeki etkisini yatay kesit regresyon sonuçlarında çoğunlukla pozitif bulurken; panel data tahminlerinin çoğu durumda anlamsız bir etkiye sahip olduğunu belirtmektedir. Ayrıca panel Granger nedensellik testi sonuçlarına göre, değişkenlikle büyüme arasında nedenselliğin olmadığı yönündeki hipotez reddedilememektedir. Yazar, nihai olarak değişkenlikle büyüme arasında negatif yönde bir ilişkinin bulunduğu yönündeki temel kabulün bir stilize gerçek olarak kabul edilemeyeceğini belirtmektedir.

Chatterjee ve Shukayev (2006), Ramey ve Ramey'le (1995) aynı veri setini kullanarak değişkenlik ve büyüme arasındaki ilişkiyi test etmişlerdir. Yazarlar, Ramey ve Ramey (1995)'deki gibi büyüme oranının doğal logaritmik<sup>5</sup> olarak hesaplanması durumunda değişkenlik ve büyüme arasında anlamlı bir negatif ilişkinin bulunduğunu; buna karşın büyüme oranının standart tanımı<sup>6</sup> kullanıldığında iki değişken arasında anlamlı bir ilişkinin bulunmadığını belirtmişlerdir. Ayrıca, bu ampirik sonucun dışında matematiksel olarak da büyüme oranının logaritmik tanımının negatif ilişkiye doğru bir yanlılık yaratabildiğini göstermişlerdir. Yazarlar, çeşitli alt dönemler, ülke grupları ve coğrafi ayrımlara göre analizlerini geliştirmişler ve her iki büyüme tanımı için de

---

<sup>5</sup>  $g_t^L = \log(y_t - y_{t-1})$

<sup>6</sup>  $g_t = (y_t - y_{t-1})/y_{t-1}$

genellikle anlamlı bir ilişkiye ulaşamamışlardır. ABD için yapılan analizde ise, standart büyüme tanımını için anlamlı bir ilişkiye rastlanılmamış; buna karşın logaritmik tanımda bazı durumlarda yüzde 10 anlamlılık seviyesinde negatif ilişkiye rastlanılmıştır. Son olarak, zaman serisi analizini kullanan yazarlar, her bir ülke için beşer yıllık periyotlar halinde ortalama büyüme ve değişkenliği hesaplamışlar ve değişkenliğin bağımsız değişken olduğu bir regresyon kurmuşlardır. 1950–2001 dönemi için ele alınan 137 ülkenin 110’unda her iki tanımlamaya göre anlamsız ilişki bulmuşlardır. Çalışmanın vardığı temel sonuç, büyüme oranındaki değişkenlik ile ortalama büyüme oranı arasında anlamlı bir ilişkinin olmadığı yönündedir.

Beaumont ve diğerleri (2008), 20 OECD ülkesi için değişkenlik ile büyüme arasındaki nedensellik ilişkisini incelemişlerdir. Yazarlar, bu alandaki zaman serisi araştırmalarının ABD, İngiltere, Japonya gibi birkaç ülke üzerinde yoğunlaştığını belirtmekte ve kendi çalışmalarının 20 OECD ülkesi için ayrı ayrı en uygun GARCH-M modelini test etmesi açısından farklılaştığını ifade etmektedirler. Çalışmada aylık imalat sanayi endeksi, Türkiye ve Almanya için ise toplam sanayi üretim endeksi kullanılmıştır. İncelenen 20 ülkenin 18’inde anlamlı ARCH etkisine rastlanmış olmakla birlikte, yalnızca iki ülkede değişkenlik ile büyüme arasında anlamlı bir ilişki bulunmuştur. İtalya ve Portekiz için, % 10 anlamlılık seviyesinde değişkenlik ile büyüme arasında pozitif ilişki bulunmuştur. Ayrıca, ABD, İngiltere ve Japonya için büyüme üzerinde değişkenliğin anlamlı bir etkiye sahip olmadığı görülmüştür. Türkiye için ise 1986M1-2000M2 döneminde herhangi bir ARCH etkisine rastlanılmamıştır.

Fang ve Miller (2009) Japon ekonomisinde reel GSYH değişkenliğinin modellenmesi üzerinde durmuşlardır. Yazarlar, 1955Q2-2008Q2 dönemi için çeyrek dönemlik reel GSYİH büyümesi kullanmışlar ve üretim değişkenliği ölçümünde yapısal kırılma ve sapan değer (outlier) etkilerini dikkate almışlardır. Yazarlar, incelenen ARCH-M modelinde değişkenliğin büyüme veya büyümenin değişkenlik üzerinde istatistiksel olarak anlamlı bir etkiye sahip olmadığı sonucuna ulaşmışlardır.

## İKİNCİ BÖLÜM

### 2. DEĞİŞKENLİĞİN MODELLENMESİ

#### 2.1. Değişkenlik Kavramı

Türk Dil Kurumu (TDK, 2011), *değişme* ve aynı anlama gelmek üzere *değişim* kavramını; “bir niceliğin birbirinden ayrı değerler alması veya böyle iki değer arasındaki ayırım” olarak tanımlamaktadır. Burada, *değişme* ve *değişim* kavramları statik bir farklı değer alma durumunu ifade etmektedir. *Değişme* ve *değişim* kavramlarının, süreklilik hali kazanmış hali ise, *değişken* kavramında yer almaktadır. Türk Dil Kurumu, *değişken* kavramını; “*değişme* özelliği gösteren, çok *değişen*, *değişebilir*, *kararsız*, *değişici*, *mütehavvil*” olarak tanımlamıştır. Diğer bir deyişle, *değişim*in bizzat kendisi *değişken* bir yapıda olduğunda *değişken* olarak isimlendirilir. *Değişkenlik* ise, işte bu “*değişken olma* durumunu” ifade etmektedir.

Ayrıca, TDK (2011) *oynaklık* kelimesini “*oynak olma durumu*” ve *oynak* kelimesini de “*değişken*” olarak tanımlamaktadır. Bu açıdan *değişkenlik* yerine *oynaklık* kelimesi de kullanılabilir. Bununla birlikte, literatürde oynaklığın daha çok nominal *değişkenler* için kullanıldığı (hisse senedi oynaklığı, faiz oynaklığı vb.) görülmüştür. Üretim, yatırım ve tüketim gibi reel büyüklüklerin ifadesinde *değişkenlik* kavramının daha uygun olacağı düşünülmüştür. Bu nedenlerle, çalışmada *üretim değişmesi*, *üretim değişimi* veya *üretim oynaklığı* kavramları bilinçli olarak tercih edilmemiş; *üretim değişkenliği* kavramı kullanılmıştır.

## 2.2. Tarihsel Değişkenlik veya Standart Sapma

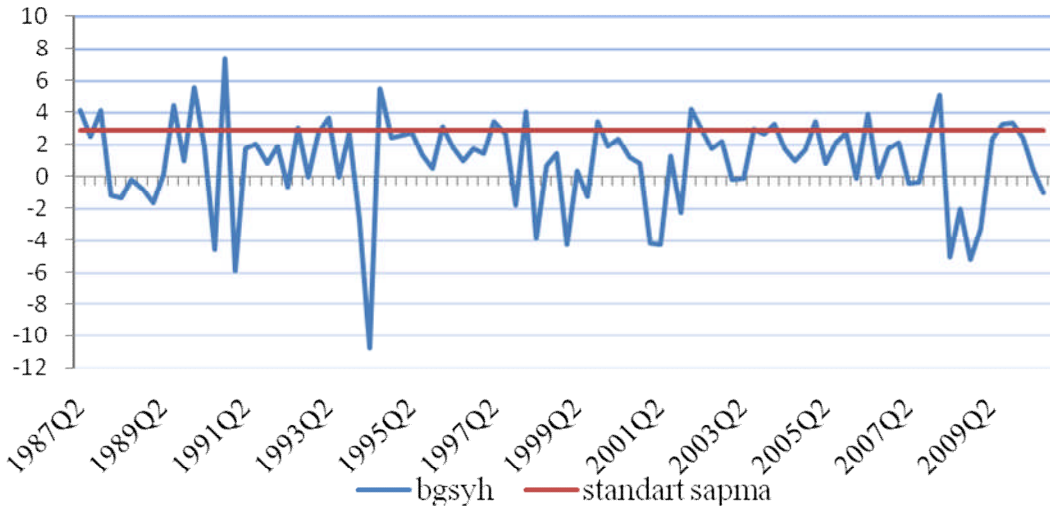
Tanımsal olarak değişkenlik yukarıdaki gibi ifade edilmekle birlikte, değişkenliğin ölçümü temelinde istatistiksel bir olgudur. Değişkenlik, en basit ve yaygın olarak standart sapma ile ölçülmektedir. Standart sapma; tanım gereği, ölçtüğü dönem için sabit bir değişkenlik ölçüsü vermektedir. Diğer bir deyişle, zamana göre değişmeyen, sabit varyanslı bir değişkenlik ölçüsüdür.

Değişkenlik hesaplamak için kullanılacak en basit yöntem tarihsel değişkenliğin hesaplanmasıdır. Tarihsel değişkenlik yönteminde serilerin getirilerinin varyansı veya standart sapmaları belli bir tarihsel dönemde hesaplanır (Brooks, 2008:383). Standart sapma aşağıdaki gibi hesaplanır:

$$\hat{\sigma}_{t+1} = \sqrt{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2 / (T - 1)}$$

Burada  $y$  büyüme oranını,  $\bar{y}$  ortalama büyüme oranını,  $T$  ise gözlem sayısını göstermektedir. Standart sapma, ortalamadan uzaklaşmanın bir ölçüsüdür. Çalışmada kullanılan Türkiye reel GSYH büyüme oranının (*bgsyh*) standart sapması, 2,8685'dir ve grafikteki düz çizgi Türkiye için bir değişkenlik ölçüsü sunmaktadır. Burada, standart sapmanın karesinin varyans olduğu hatırlatılmalıdır.

**Grafik 3: Türkiye reel GSYH büyümesi için Tarihsel Değişkenlik**

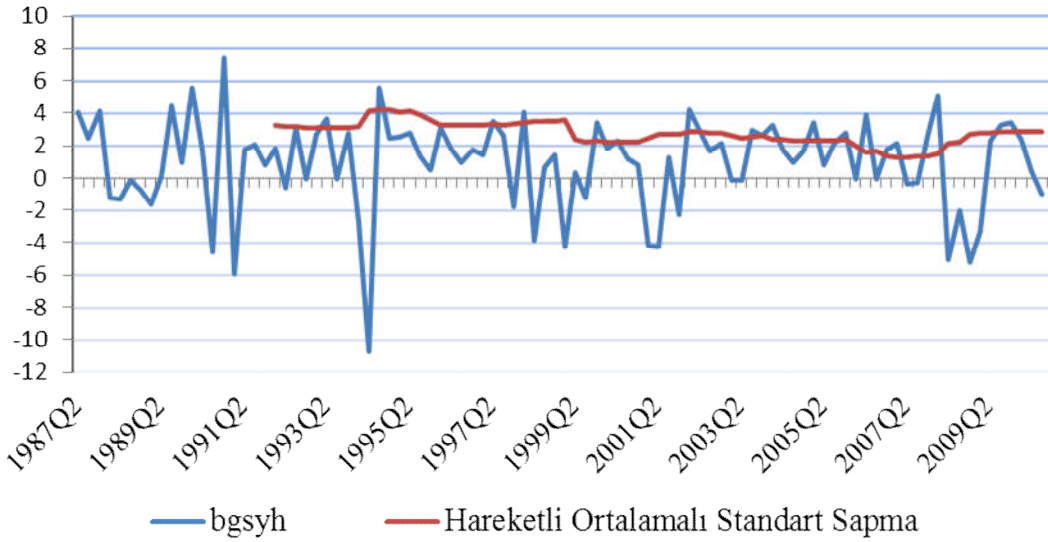




### 2.3. Hareketli Ortalamalı Değişkenlik

Bu yöntemde, tarihsel değişkenlikte olduğu gibi tüm dönem için bir ortalama büyüme hesaplanmaz; bunun yerine standart sapma alma işlemi belirlenmiş bir dönem aralığı için hesaplanır. Her bir sonraki işlemde, gelecekteki ilk gözlem örnekleme dâhil edilirken; ilk kullanılan gözlem örneklemeden çıkarılır. Bu yöntem kayan ortalamalı standart sapma şeklinde de isimlendirilir. Böylece örneklem boyutu aynı kalır, örneklem ortalaması dolayısıyla standart sapma her bir sonraki hesaplamada değişir.

**Grafik 4: Türkiye reel GSYH büyümesi için Hareketli Ortalamalı Değişkenlik**



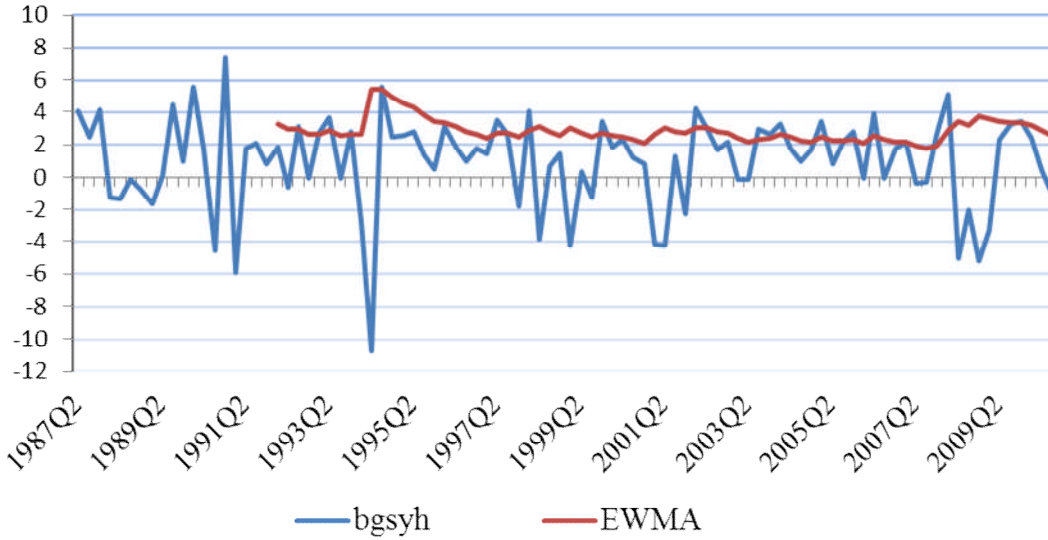
Grafikte, Türkiye reel GSYH büyümesi için (*bgsyh*) 20 çeyrek dönemlik –beş yıllık- hareketli ortalamalı değişkenlik sunulmuştur. Burada, 20 dönemlik hesaplama içerisinde varyans veya standart sapma sabit kabul edilirken; her bir sonraki dönemde yeniden hesaplanmakta olduğundan; tarihsel değişkenliğe göre zaman içerisinde değişebilen bir değişkenlik serisi elde edilmiştir. Değişkenlik serisi, yüksek genişleme ve daralma dönemlerinde yani büyümenin 20 çeyrek dönemlik ortalama büyümeden çokça uzaklaştığı dönemlerde yüksek değerler alırken, büyümenin nispeten istikrarlı olduğu dönemlerde daha düşük değerler almaktadır.

## 2.4. Üssel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalı Değişkenlik

Üssel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (Exponentially Weighted Moving Average-EWMA) yönteminde serideki değişkenlik modellenirken, azaltma (decay) faktörü olarak isimlendirilen bir Lamda ( $\lambda$ ) değeri kullanılmaktadır. Basit hareketli ortalama serinin her elemanı aynı ağırlığı taşıırken, EWMA son gözlemlere daha çok ağırlık vermektedir. Lamda katsayısı değişkenlik hesaplamasında büyüme serisinin son elemanlarına, daha çok ağırlık vermekte ve bu ağırlık üssel biçimde azalmaktadır. EWMA yöntemi aşağıdaki gibi formüle edilebilir (Riskmetrics, 1996):

$$\hat{\sigma} = \sqrt{(1-\lambda) \sum_{n=1}^n \lambda^{t-1} (y_t - \bar{y})^2}.$$

**Grafik 5: Üssel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalamalı Değişkenlik**



Grafikte, Türkiye reel GSYH büyümesi için (*bgsyh*) 20 çeyrek dönemlik –beş yıllık- üssel ağırlıklandırılmış hareketli ortalamalı değişkenlik görülmektedir. Lamda katsayısı 0,7943 olarak alınmıştır. Böylece, ölçülen değişkenlik, hareketli ortalamadaki gibi 20 gözleme aynı önemi vermemekte, ölçüm zamanına daha yakın gözlemler değişkenlikte daha baskın olmaktadır.

## 2.5. Ekonometri’de Değişen Varyans

Geleneksel ekonometrik modellerde, hata teriminin varyansı sabit olarak varsayılmıştır. Bununla birlikte, birçok zaman serisinin büyüme (getiri) oranlarında yüksek miktarlı değişimleri yüksek miktarlı; küçük miktarlı değişimleri de yine küçük miktarlı değişimler takip etmekte, diğer bir ifade ile değişkenlik kümelenmeleri (volatility clustering) olduğu görülmektedir. Bu gibi durumlarda, homoskedasticity olarak isimlendirilen sabit varyanslılık varsayımı artık geçerli olmamaktadır.

Geleneksel ekonometrik modellerde, hata teriminin varyansı sabit olarak varsayılmıştır. Bununla birlikte, birçok zaman serisi düşük değişkenlik döneminin ardından, yüksek değişkenlik dönemleri sergilemektedir. Bu gibi durumlarda, homoskedasticity olarak isimlendirilen sabit varyanslılık varsayımı artık geçerli olmamaktadır. Öyleyse ilgilenen değişken için koşullu varyans serisinin tahmin edilmesini istemek mantıklıdır. Varyansı tahmin etmenin bir yolu, değişkenliği tahmine yardımcı bir bağımsız değişkeni doğrudan kullanmaktır. Bu durum basitçe aşağıdaki gibi ifade edilebilir(Enders, 1995:139-160):

$$y_{t+1} = \varepsilon_{t+1}x_t \quad (1)$$

burada  $y_{t+1}$  = bağımlı (ilgilenen) değişken,  $\varepsilon_{t+1} = \sigma^2$  varyanslı beyaz gürültülü<sup>7</sup> (white noise) bir hata terimi,  $x_t = t$  döneminde gözlemlenen bağımsız değişkendir.  $x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = \dots$  =sabit olması durumunda  $\{y_t\}$ serisi alışılmış sabit varyanslı beyaz gürültü süreci olacaktır. Bununla birlikte,  $\{x_t\}$  serisinin gerçekleşen değerleri birbirine bütünüyle eşit olmadığında,  $x_t$ ’nin gözlemlenen değerleri için  $y_{t+1}$ ’in koşullu varyansı,

$$Var(y_{t+1}|x_t) = x_t^2\sigma^2 \quad (2)$$

olacaktır. Burada,  $y_{t+1}$ ’in koşullu varyansı  $x_t$ ’nin gerçekleşen değerlerine bağlıdır.  $x_t$ , t zamanında gözlemlendiğinden,  $y_{t+1}$ ’in koşullu varyansı  $x_t$ ’nin gerçekleşen değerine

---

<sup>7</sup> Sabit varyans, sıfır ortalama, normal dağılım ve otokorelasyonsuz hata terimi.

bağlıdır.  $(x_t)^2$ 'nin büyüklüğü arttıkça (azaldıkça),  $y_{t+1}$ 'nin varyansı da artacaktır (azalacaktır). Ayrıca,  $\{x_t\}$ 'nin birbirini izleyen değerleri pozitif serisel korelasyon sergiliyorsa (yani  $x_t$ 'nin büyük bir değeri, büyük bir  $x_{t+1}$  değeri ile takip edilme eğiliminde ise),  $\{y_t\}$  serisinin koşullu varyansı da pozitif serisel korelasyon sergileyecektir. Bu durumda,  $\{x_t\}$  serisinin verilmesi  $\{y_t\}$  dizisindeki değişkenlik dönemlerini açıklayabilecektir. Uygulamada, (1) nolu temel denklem  $a_0$  ve  $a_1$  katsayılarının eklenmesi ve regresyon denkleminin logaritmik formda yazılması ile aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\ln(y_t) = a_0 + a_1 \ln(x_{t-1}) + e_t \quad (3)$$

burada  $e_t$  = hata terimi [ $e_t = \ln(\varepsilon_t)$ ] 'dir.

Yukarıdaki gibi bir regresyon denklemi, EKK yöntemi ile kolayca tahmin edilip  $a_0$  ve  $a_1$  katsayıları bulunabilir. *Bu tahmin sürecindeki temel problem, değişen varyans için spesifik bir nedenin varsayılmasıdır.* Çoğunlukla tek bir neden değişen varyansı açıklamaya yetmez. Örneğin 1970'lerde tüketici fiyat endeksi üzerindeki değişkenliğin açıklanması petrol fiyat şokları, para politikasının davranışının değişmesi ve/veya Bretton-Woods sistemindeki değişimlerle açıklanabilir. Burada açık olan tek bir  $\{x_t\}$  serisi ile değişen varyansın açıklanamayacağıdır. Ayrıca kullanılan EKK yönteminde,  $\{e_t\}$  serisinin varyansı sabit varsayılmıştır. Bu varsayım ihlal edildiğinde, veride başka transformasyonlara gitme gereği duyulmaktadır.

### 2.5.1. ARCH Süreçleri

Engle (1982) değişkenliği tahmine yardımcı bir bağımsız değişken seçmeye ve/veya veri transformasyonuna ihtiyaç kalmadan değişen varyansı geçmiş bilgilere dayalı olan koşullu varyans değerlerini kullanarak elde eden yeni bir model geliştirmiştir. Bunu anlamak için öncelikle  $y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$  şeklindeki durağan bir ARMA modelini elde ederek  $y_{t+1}$ 'in tahmin edilmeye çalışıldığını varsayalım.  $y_{t+1}$ 'in koşullu tahmini aşağıdaki gibi olacaktır:

$$E_t y_{t+1} = a_0 + a_1 y_t \quad (4).$$

$y_{t+1}$ 'in tahmin edilmesi için koşullu ortalama kullanıldığında, tahmin hata varyansı  $E_t [(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)]^2 = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2$  olacaktır. Koşullu tahmin yerine, koşulsuz tahminler kullanıldığında ise, koşulsuz tahmin daima  $\{y_t\}$  serisinin uzun dönem ortalaması olan  $a_0 / (1 - a_1)$ 'e eşit olacaktır. Koşulsuz tahmin hata varyansı aşağıdaki gibidir:

$$E\{[(y_{t+1} - a_0 / (1 - a_1))]^2\} = E[(\varepsilon_{t+1} + a_1 \varepsilon_t + a_1^2 \varepsilon_{t-1} + a_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots)^2] = \sigma^2 / (1 - a_1^2) \quad (5)$$

$1 / (1 - a_1^2) > 1$  olduğundan, koşulsuz tahmin koşullu tahminin varyansından daha büyük olacaktır. *Dolayısıyla koşullu tahmin tercih edilmektedir.*

$y_t = a_0 + a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$  modelinden tahmin edilen artıklar  $\{\varepsilon_t\}$  olsun, bu durumda  $y_{t+1}$ 'in koşullu varyansı aşağıdaki gibi olur:

$$Var(y_{t+1} | y_t) = E_t [(y_{t+1} - a_0 - a_1 y_t)^2] = E_t \varepsilon_{t+1}^2 = \sigma^2 \quad (6)$$

Şimdi de koşullu varyansın sabit olmadığı varsayalım. Bu durumda koşullu varyans bir AR(q) süreci olarak modellenenabilir.

$$\varepsilon_t^2 = a_0^2 + a_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2^2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + a_q^2 \varepsilon_{t-q}^2 + v_t \quad (7)$$

burada  $v_t =$  bir beyaz gürültü sürecidir.

Eğer  $a_1, a_2, \dots, a_q$  nin değerleri sıfır olursa, tahmin edilen varyans  $a_0$ 'a eşit olur. Aksi durumda,  $y_t$ 'nin şartlı varyansı (7) nolu denklemdeki otoregresif sürece göre belirlenecektir. Bu durumda (7) nolu denklem  $t + 1$ 'deki koşullu varyansın tahmini için aşağıdaki gibi kullanılabilir.

$$E_t \hat{\varepsilon}_{t+1}^2 = a_0 + a_1 \hat{\varepsilon}_t^2 + a_2 \hat{\varepsilon}_{t-1}^2 + \dots + a_q \hat{\varepsilon}_{t+1-q}^2 \quad (8)$$

Bu nedenle, (7) deki gibi bir denklem *ARCH* modeli<sup>8</sup> adını alır.

Aslında (7)'nin liner spesifikasyonu çok da uygun değildir. Bu nedenle  $\{y_t\}$  ve şartlı varyans en iyi eş zamanlı olarak maksimum olabilirlik teknikleri kullanılarak tahmin edilebilir. (7)'de verilen spesifikasyonun yerine Engle (1982)'de önerildiği biçimde  $v_t$  çarpımsal koşullu değişen varyans modeli kullanılabilir:

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2} \quad (9)$$

Burada  $v_t$ ,  $\sigma_v^2 = 1$  varyanslı beyaz gürültü sürecine sahiptir,  $v_t$  ile  $\varepsilon_{t-1}$  birbirinden bağımsızdır ve  $\alpha_0$  ile  $\alpha_1$  sabittir ve  $\alpha_0 > 0$  ve  $0 < \alpha_1 < 1$ 'dir.

Bu noktada  $\varepsilon_t$  serisi üzerine odaklanılması önemlidir.  $v_t$  beyaz gürültülü olduğundan ve  $\varepsilon_{t-1}$ 'den bağımsız olduğundan  $\varepsilon_t$  serisinin sıfır ortalamalı ve ilişkisiz (uncorrelated) olduğunu göstermek oldukça kolaydır. Bunun için  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz beklenen değeri alınır.  $E v_t = 0$  olduğundan;

$$E \varepsilon_t = E[v_t (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2}] = E v_t E (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0 \quad (10)$$

$$E v_t v_{t-i} = 0 \text{ olduğundan;}$$

$$E \varepsilon_t \varepsilon_{t-i} = 0 \quad i \neq 0 \quad (11)$$

$\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz varyansı ise aşağıdaki şekilde elde edilir.

---

<sup>8</sup> ARCH İngilizce Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ifadesinin kısaltılmışıdır ve Türkçeye Otoresif Koşullu Değişen Varyans olarak çevrilebilir. Çalışmanın bütününde, Türkçe iktisat literatüründeki geleneğe uygun olarak ARCH şeklinde kullanılmıştır.

$$E\varepsilon_t^2 = E[v_t^2(\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2)] = Ev_t^2 E(\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2) \quad (12)$$

$\sigma_v^2 = 1$  olduğundan ve  $E\varepsilon_t^2 = E\varepsilon_{t-1}^2$  koşulsuz varyans aşağıdaki gibi olacaktır.

$$E\varepsilon_t^2 = \alpha_0 / (1 - \alpha_1) \quad (13)$$

Bu nedenle, koşulsuz ortalama ve varyans (9)'da verilen hata sürecinin (error process) oluşumunda herhangi bir etkiye sahip değillerdir. Benzer biçimde,  $\varepsilon_t$ 'nin koşulsuz ortalamasının sıfıra eşit olduğunu göstermek de kolaydır.  $v_t$  ve  $\varepsilon_{t-1}$ 'in bağımsız ve  $Ev_t = 0$  verildiğinde,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu ortalaması aşağıdaki gibi olur.

$$E(\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = Ev_t E(\alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0 \quad (14)$$

$\sigma_v^2 = 1$  olduğundan,  $\varepsilon_t$ 'nin (koşullu) varyansı ise kendi geçmiş değerlerine bağlı olacaktır.

$$E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = \alpha_0 + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 \quad (15)$$

(15)'de  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı,  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'in gerçekleşmiş değerine bağlıdır.  $\varepsilon_{t-1}^2$ 'in değeri yükselirse, t dönemindeki koşullu varyans da artacaktır. (15)'deki şartlı varyans, birinci dereceden otoregresif bir süreç izlemektedir ki bu *ARCH(1)* olarak isimlendirilir. Alışlagelen otoregresif modellerinin aksine, şartlı varyansın hiçbir zaman negatif olmayacağından  $\alpha_0$  ve  $\alpha_1$  katsayılarının pozitif olacağı varsayılır. Eğer  $\alpha_0$  negatif olursa,  $\varepsilon_{t-1}$ 'in yeterince küçük olması,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansını negatif yapacaktır. Benzer biçimde,  $\alpha_1$ 'in negatif olması durumunda  $\varepsilon_{t-1}$ 'in yeterince büyük olması,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansını negatif yapacaktır. Bu nedenle, otoregresif sürecin istikrarını sağlamak için katsayılar  $\alpha_0 > 0$  ve  $0 < \alpha_1 < 1$  kısıtları konulur.

(10), (11), (13) ve (15) nolu denklemler, herhangi bir ARCH sürecinin temel özelliklerini tanımlamaktadır. ARCH modelinde, hata terimi hem koşullu hem koşulsuz

ortalamada sifira eşittir. Ayrıca,  $\varepsilon_t$  serisi bütün  $s \neq 0$ ,  $E\varepsilon_t\varepsilon_{t-s} = 0$  olduğundan ardışık bağımsızdır (serially uncorrelated). Buradaki anahtar nokta, hata terimlerinin kendi ikinci momentleri vasıtasıyla ilişkili olduklarından bağımsız olmamalarıdır. Koşullu varyansın kendisi bir otoregresif süreçtir.  $\varepsilon_{t-1}$ 'in değeri sıfırdan uzaklaştıkça, yani  $\alpha_1(\varepsilon_{t-1})^2$  arttıkça,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı daha büyük olma eğiliminde olacaktır.  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu değişen varyansı,  $\{y_t\}$ 'nin ARCH sürecine sahip olması demektir. Dolayısıyla, (15) nolu denklemde belirtilen ARCH modeliyle,  $\{y_t\}$  serisindeki değişkenlik elde edilmiş olur.

Engle (1982), ARCH(1) modelinin daha yüksek dereceden ARCH(q) süreci olarak modellenebileceğini belirtmiştir. ARCH(q) süreci aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{\alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2} \quad (16)$$

Yukarıdaki ARCH(q) sürecinde  $\varepsilon_{t-1}$ 'den  $\varepsilon_{t-q}$ 'ya kadarki bütün şoklar,  $\varepsilon_t$  üzerinde doğrudan bir etkiye sahiptir. Bu durumda koşullu varyans q dereceden bir otoregresif süreç gibi davranmaktadır.

### 2.5.2. GARCH Modeli

Bollerslev (1986) koşullu varyansın bir ARMA süreci olmasına izin verilecek şekilde Engle'ın ARCH modelini geliştirmiştir.

$$\varepsilon_t = v_t \sqrt{h_t}, \quad \sigma_v^2 = 1 \quad (17)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (18)$$

$\{v_t\}$  bir beyaz gürültü süreci olduğundan,  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu ve koşulsuz ortalaması sıfıra eşit olacaktır. Bu durumda  $\varepsilon_t$ 'nin beklenen değeri aşağıdaki gibidir.



$$E\varepsilon_t = E v_t \sqrt{h_t} = 0 \quad (19)$$

$\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı ile ilgili önemli nokta ise,  $E_{t-1}\varepsilon_t^2 = h_t$  olmasıdır. Bu durumda  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansı denklem (18)'de belirtildiği şekildedir.

Bu koşullu varyansta hem otoregresif hem de hareketli ortalama bileşenlerine yer veren genelleştirilmiş ARCH(p,q) modeli, GARCH(p,q) modeli olarak anılır. (18) nolu denklemde  $p=0$  ve  $q=1$  olarak seçildiğinde, modelin ARCH(1) modeline dönüşerek, GARCH(0,1) modeli olarak anılacağı açıktır. Eğer bütün  $\beta_i$ 'ler sıfır alınırsa, GARCH(p,q) modelinin ARCH(q) modeline dönüşeceği de açıktır. GARCH modelinin faydaları açıktır. Yüksek dereceden bir ARCH modeli yerine bünyesinde daha az parametreye sahip diğer bir ifadeyle daha cimri bir GARCH gösteriminin kullanımı tanımlama ve tahmin etme kolaylığı sağlayacaktır.

GARCH modelinin temel özelliği,  $\{y_t\}$  serisinin koşullu hata varyansının bir ARMA süreci olarak modellenmesidir.  $\{y_t\}$ 'nin uygun bir ARMA süreciyle modellenmesi durumunda hata terimlerinin ACF (autocorrelation function) ve PACF'leri (partial autocorrelation function) beyaz gürültü sürecini belirtecektir. Bu durumda, hata terimlerinin karelerinin ACF'si GARCH sürecinin derecesinin belirlenmesinde yardımcı olabilir.  $E_{t-1}\varepsilon_t^2 = h_t$  olduğundan, (18) nolu denklem aşağıdaki şekilde yazılabilir.

$$h_t = E_{t-1}\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (20)$$

Denklem (20)  $\{\varepsilon_t^2\}$  serisinin bir ARMA(p,q) süreci olarak yazılmasına benzemektedir. Ayrıca, GARCH modelinin sonsuz dereceden bir ARCH modeli olarak yazmanın da mümkün olduğunu belirtmek gerekir. Açık olan ARCH modelinin negatif olmama kısıdının GARCH modelinde çok daha az kısıtlayıcı olduğudur.

### 2.5.3. GARCH Modelinin Alternatif Gösterimi

Standart bir GARCH(1,1) gösterimi aşağıdaki gibi yazılabilir (Eviews, 2007:360):

$$y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \sigma_t^2 \quad (21)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (22)$$

(21) nolu denklemde gösterilen ortalama denklemi (mean equation) hata terimi ile birlikte dışsal değişkenlerin bir fonksiyonu olarak yazılmaktadır.  $\sigma_t^2$  geçmiş bilgiye bağlı olarak bir sonraki tahmin varyansını gösterdiğinden *koşullu varyans* olarak isimlendirilir. Koşullu varyans denklemi, üç terimin fonksiyonu olarak denklem (22)'de yazılmıştır.

- Sabit terim :  $\omega$
- ARCH terimi,  $\varepsilon_{t-1}^2$ : ortalama denkleminde elde edilen hata teriminin gecikmeli değerinin karesi olarak ölçülen önceki döneme bağlı değişkenlik bilgisi.
- GARCH terimi,  $\sigma_{t-1}^2$ : son dönemin hata varyansı.

Modelin GARCH(0,1) şeklinde belirlenmesi durumunda, denklem (22)'nin ARCH(1) modeline dönüşeceği açıktır. GARCH(1,1) modeli özellikle finasta yaygın biçimde kullanılmaktadır. Modele göre bir tacir (trader) t döneminin varyansını; uzun dönem ortalamasının ağırlıklı bir ortalamasına (sabit), son dönemin (t-1) varyansından (GARCH terimi) ve geçmiş dönemin değişkenliği hakkındaki bilgiden (ARCH terimi) yararlanarak tahmin eder.

Daha yüksek dereceden GARCH modelleri GARCH(p,q) şeklinde gösterilir ve p ile q'nun 1'in üstünde seçilmesiyle oluşur. GARCH(p,q) gösterimi aşağıdaki gibi yazılabilir.

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta \sigma_{t-j}^2 \quad (23)$$

Burada q ARCH teriminin derecesini ve p GARCH teriminin derecesini göstermektedir. (23) nolu denklemde p=0 ve q=1 olarak seçildiğinde, modelin ARCH(1)

modeline dönüşerek, GARCH(0,1) modeli olarak anılacağı açıktır. Eğer bütün  $\beta_i$ 'ler sıfır alınırsa, GARCH(p,q) modelinin ARCH(q) modeline dönüşeceği de açıktır.

$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2$  gösterimine sahip GARCH(1,1) varyans denkleminin aşağıdaki gibi gösterimi, modeli yorumlama açısından faydalı olabilir.

$$\sigma_t^2 = \frac{\omega}{(1-\beta)} + \alpha \sum_{j=1}^{\infty} \beta^{j-1} \varepsilon_{t-j}^2 \quad (24)$$

Varyans denkleminin sağ tarafındaki gecikmeli varyansı (GARCH terimi) yinelemeli (recursively) olarak yazarsak; koşullu varyansı bütün gecikmeli hata terimlerinin karesinin ağırlıklandırılmış bir ortalaması olarak yukarıdaki gibi ifade edilebilir. Burada varyans gösteriminin, koşulsuz varyansla benzer olduğu; fakat sabit koşulsuz varyanstan farklı olarak, geçmiş hata terimlerinin karelerinin azalan bir ağırlıklandırmasını da içerdiği görülmektedir.

#### 2.5.4. ARCH-LM Testi

Değişen varyansın ele alınabilmesi için öncelikle, seride koşullu değişen varyansın bulunup bulunmadığının test edilmesi gerekmektedir. Engle (1982) tarafından önerilen ARCH LM testi, hata terimlerinde koşullu değişen varyansın bulunup bulunmadığıyla ilgili bir testtir. ARCH LM testi, incelenen seriye ait regresyon modelindeki hata terimleri üzerine aşağıdaki regresyonun çalıştırılması suretiyle hesaplanır:

$$\hat{\varepsilon}_t^2 = a_0 + \left( \sum_{i=1}^q a_i \hat{\varepsilon}_{t-i}^2 \right) + v_t \quad (25)$$

Burada bir AR modeli söz konusudur ve hata terimleri ( $\hat{\varepsilon}$ ) kareleri, bir sabit ve q gecikmeye kadar hata terimleri kareleri üzerine koşturulmuştur. ARCH LM testi, tahmin edilen regresyondan elde edilen  $R^2$  ile örneklem sayısının çarpımı ile elde edilmekte ve  $\chi^2$  dağılımına uymaktadır.

### **2.5.5. Temel GARCH Modelinin Geniřletilmesi**

GARCH modelleri, zaman ierisinde artan arařtırmalarla birlikte standart GARCH(p,q) modelinde rastlanan bazı problemler temelinde geliřmiř ve farklı GARCH modelleri ortaya ıkmıřtır. GARCH(p,q) modelleri temelde  ynden eleřtirilmiřtir: (i) tahmin edilen modellerde, negatif olmama kısıtları ihlal edilebilmektedir. (ii) GARCH modelleri, serideki deęiřkenlik kmelenmesi ve ařırı basıklık/sivrilik (leptokurtosis) zelliklerini dikkate alırken; kaldıra etkisini (leverage effects) dikkate almamaktadır. (iii) GARCH modelleri kořullu varyans ve kořullu ortalama arasında herhangi bir doęrudan geri beslemeye izin vermemektedir (Brooks, 2008:404). Bu eleřtiriler temel GARCH modelinin geliřtirilmesi sonucunu doęurmuřtur. alıřmada da kullanılan ve asimetric etkiyi dikkate alan TARARCH ve EGARCH modelleri ile deęiřkenlięi ortalama denklemine dahil ederek deęiřkenlik ile uzun dnemli byme arasındaki iliřkiyi inceleme imkanı veren GARCH-M modelleri ařaęıda sunulmuřtur.

#### **2.5.5.1. Asimetric GARCH Modelleri**

Geleneksel GARCH modellerinde kořullu varyansın pozitif ve negatif řoklara karřı tepkisi simetriktir. Bunun nedeni, GARCH modelinde bymenin mutlak deęerinin dikkate alınması; negatif ve pozitif bymeler arasında bir asimetric iliřkinin olmadıęının varsayılmasıdır. Zaman serilerindeki bu asimetric zellięin yansıtılmasını saęlamak amacıyla Glosten ve dięerleri (1993) ve Zakoian (1994) tarafından TARARCH (Eřik ARCH) ve Nelson (1991) tarafından EGARCH (ssel Geniřletilmiř Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans) modelleri geliřtirilmiřtir. alıřmada, deęiřkenlięin asimetric etkisinin arařtırılmasında bu iki modelden yararlanılmıřtır.

##### **2.5.5.1.1. TARARCH Modeli**

TARARCH (Threshold ARCH) Glosten ve dięerleri (1993) ve Zakoian (1994) tarafından geliřtirilmiřtir. TARARCH modelinde kořullu varyans ařaęıdaki gibi tahmin edilir (Brooks, 2008:405; Eviews, 2007, 368):

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^r \gamma_k \varepsilon_{t-k}^2 I_{t-k}^- \quad (26)$$

burada  $\varepsilon_t < 0$  olması durumunda  $I_t^- = 1$ , diğer türlü 0'dır. Bu durumda  $\varepsilon_{t-i} > 0$  iyi haber (pozitif sapma),  $\varepsilon_{t-i} < 0$  kötü haber (negatif sapma) olarak tanımlanır. İyi haberin koşullu varyans üzerinde etkisi  $\alpha_i$  iken, kötü haberin etkisi  $\alpha_i + \gamma_i$ 'dir. Eğer  $\gamma_i > 0$  ise, kötü haber değişkenliği artırır ve bu i'nci seviye kaldıraç etkisi (leverage effect) olarak tanımlanır. Eğer  $\gamma_i \neq 0$  ise, haber etkisi asimetriktir. Threshold (eşik) teriminin  $\gamma_i = 0$  olması durumunda, model standart bir GARCH modeline dönüşecektir. Ayrıca belirtmek gerekir ki, modelde standart GARCH kısıtları ( $\omega > 0, \alpha > 0, \beta \geq 0$ ) devam etmektedir. Modelde  $\gamma < 0$  olabilir, fakat  $\alpha + \gamma \geq 0$  olmalıdır.

#### 2.5.5.1.2. EGARCH Modeli

Asimetrik ilişkiyi modele dâhil eden diğer bir model, Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH (Üssel Genişletilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans) modelidir. EGARCH modelinde koşullu varyans aşağıdaki gibi tahmin edilir (Brooks, 2008:406):

$$\log(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{j=1}^q \beta_j \log(\sigma_{t-j}^2) + \sum_{i=1}^p \alpha_i \left| \frac{\varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} \right| + \sum_{k=1}^r \gamma_k \frac{\varepsilon_{t-k}}{\sigma_{t-k}} \quad (27)$$

Koşullu varyansın  $\log(\sigma_t^2)$  şeklinde logaritmik olarak ifade edilmesi, koşullu varyansın daima pozitif olmasını garantilemektedir. Bu durumda parametreler negatif olsa bile, koşullu varyans pozitif olmaktadır. Denklemden  $\gamma$  TARARCH'da olduğu gibi asimetri etkisini yakalamaktadır. Değişkenlik ile getiri arasındaki ilişki negatif ise  $\gamma$  katsayısının negatif olmasıyla asimetrik hareketlerin modellenmesine imkân vermektedir.

Koşullu standart sapmanın örneklemden karşılaştığı olan standartlaştırılmış hata terimlerinin, ARCH modellerinde normal dağıldığı varsayımının ihlali, en yüksek olabilirlik tahmini (MLE) sonuçlarının (ortalama ve varyans denklemi parametre

tahminlerini etkilememesine rağmen) standart hataların hesaplanmasında hatalı sonuçlar vermesine neden olabilmektedir. Finansal verilerdeki aşırı basıklık ve kalın kuyruk özellikleri nedeniyle hata terimlerinin koşullu dağılımında normal dağılımın yerine Student-t ve Genelleştirilmiş Hata Dağılımı (GED-Generalized Error Distribution) da kullanılmaktadır. Student-t dağılımı, normal dağılıma benzer şekilde simetrik bir dağılımdır (Mazıbaş, 2005:9 ). GED ise, normal dağılımın aşırı basık (leptokurtotic) biçimde modifiye edilmiş halidir (Brooks, 2008:405).

### 2.5.5.2. GARCH-M Modeli

Denklem (28) ve (29)'da gösterildiği üzere standart bir GARCH(1,1) modeli aşağıdaki gibi yazılmaktadır:

$$y_t = x_t' \gamma + \varepsilon_t \sigma_t^2 \quad (28)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (29)$$

Denklem (28)'deki  $x_t$ , ortalama denklemine dahil olan önceden belirlenmiş veya dışsal değişkenleri simgelemektedir. Engle, Lillien ve Robbins (1987) koşullu varyans veya standart sapmayı ortalama denklemine dahil etmeyi önermişlerdir. Bu durumda elde edilecek model, GARCH-in-Mean (GARCH-M) modeli adını alacak ve aşağıdaki şekilde gösterilecektir (Brooks, 2008:410):

$$y_t = x_t' \theta + \lambda \sigma_t^2 + \varepsilon_t. \quad (30)$$

GARCH-M modeli özellikle finansta kullanılmaktadır. Yatırımcılar daha yüksek getiri elde etmek amacıyla ekstra risk almaktadırlar. GARCH-M modelinin GARCH modellerinden temel farkı, koşullu varyansın ortalama denkleme girerek beklenen getiriyi doğrudan etkilemesidir. GARCH-M modelinde ortalama denkleme koşullu varyans dahil edilebileceği gibi, koşullu standart sapma veya koşullu varyansın logaritmik hali de dahil edilebilir. Bu durumlarda model aşağıdaki gibi ifade edilir (Brooks, 2008:410):

$$y_t = x_t' \theta + \lambda \sigma_t + \varepsilon_t \quad (31)$$

$$y_t = x_t' \theta + \lambda \log(\sigma_t^2) + \varepsilon_t \quad (32)$$

Ayrıca GARCH-M modelinin aynı şekilde, TARARCH-M ve EGARCH-M modelleri olarak ifade edilebileceği de belirtilmelidir.

## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### 3. VERİ SETİ

Çalışmada üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişki, üç ayrı seri üzerinden incelenmiştir: reel gayrisafi yurtiçi hasıla (GSYH), sanayi üretim endeksi ve net elektrik tüketimi. Üretim ile üretim değişkenliği analiz edilirken, büyüme genellikle üretim serisinin doğal logaritmasının alınıp, mevsimsellikten arındırılması ve bir önceki döneme göre farkının alınması biçiminde elde edilmektedir. Bununla birlikte hem sonuçların tutarlılığı hem de iktisadi dalgalanmalar alanındaki çalışmalarda çevrimle trendi ayırmada sıkça kullanılan bir metot olması bakımından çalışmada, Hodrick-Prescott (H-P) filtresinden de yararlanılmıştır. Serilerin tanımsal bilgileri ve istatistikî özellikleri aşağıda verilmiştir.

#### 3.1. Logaritmik Büyüme

##### 3.1.1. GSYH

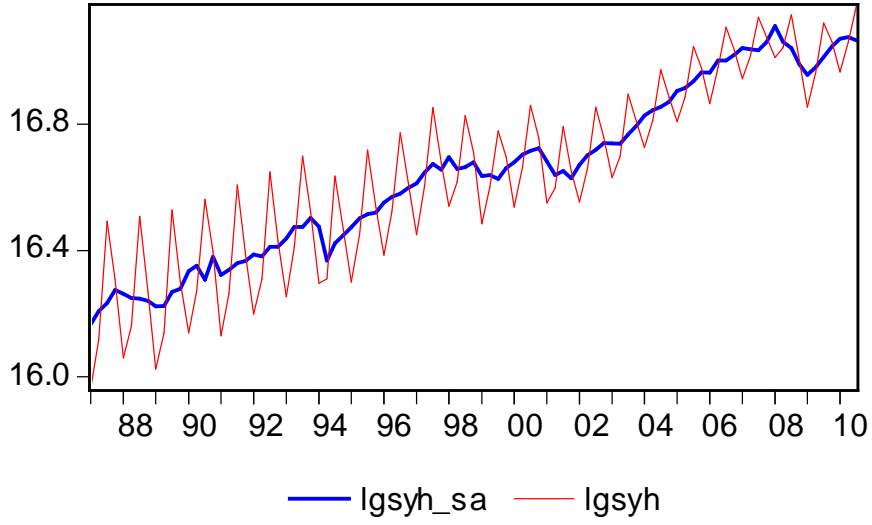
Çalışmada kullanılan reel GSYH serisi, Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den alınmıştır. İki ayrı reel GSYH serisi bulunmaktadır. Bunlardan birincisi 1987Q1-2007Q3 dönemini kapsamaktadır ve 1987 baz yıllı olarak hesaplanmıştır. İkincisi, 1998Q1-2010Q3 dönemini kapsamakta ve 1998 baz yıllı olarak hesaplanmaktadır. Çalışmada bu iki seri 1998 baz yıllı olmak üzere birleştirilmiştir. Birleştirme işlemi,<sup>9</sup> 1998Q1'deki ortak dönem için 1998 baz yıllı değerinin, 1987 baz yıllı değerine bölünerek 1987 baz yıllı endeksin 1998 fiyatlarıyla ifade edilmesi biçiminde gerçekleştirilmiştir.

---

<sup>9</sup> Diebold ve Senhadji (1996), ABD ekonomisi için 1982 baz yıllı 1869-1929 reel GSYH serisini, 1987 baz yıllı 1929-1993 serisi ile birleştirmede ve Fang ve Miller (2008) Japon ekonomisine ait üç ayrı baz yıla ait çeyrek dönemlik reel GSYH serilerini birleştirmede aynı yöntemi kullanmışlardır.

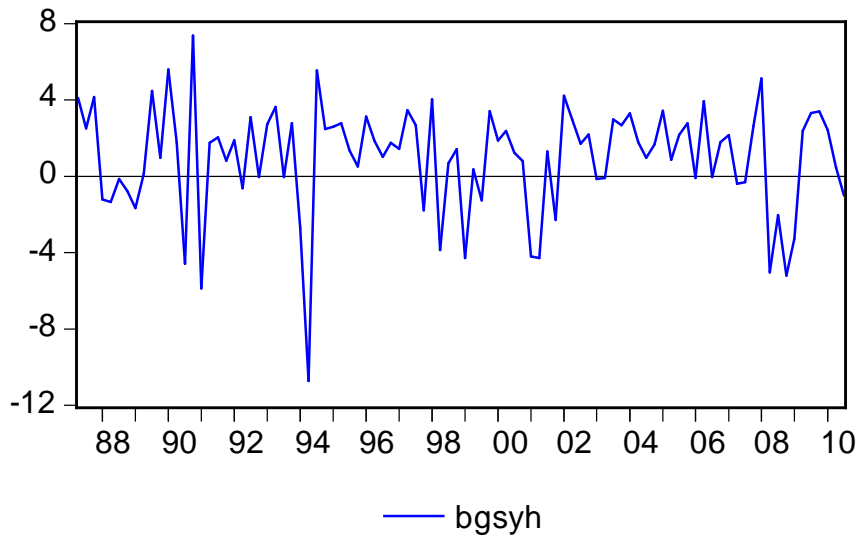


**Grafik 6: Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmış reel GSYH**

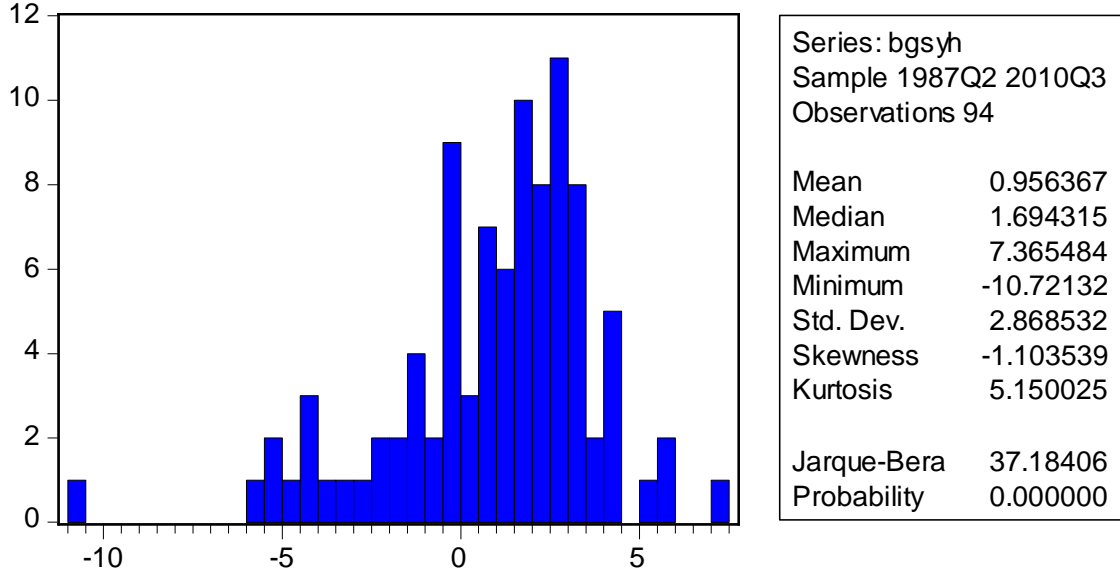


Elde edilen reel GSYH serisinin doğal logaritması alınmış (lgsyh) ve Census-X12 yöntemiyle mevsimsellikten (lgsyh\_sa) arındırılmıştır (bkz. Grafik 6). Mevsimsellikten arındırılmış logaritmik reel GSYH'nın bir önceki çeyrek döneme göre farkının yüzde büyüme oranı biçiminde -logaritmik büyüme- ifade edilmiş hali ise, Grafik 7'de görülmektedir.

**Grafik 7: Reel GSYH Büyüme Oranı (%)**



**Grafik 8: Reel GSYH Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri**

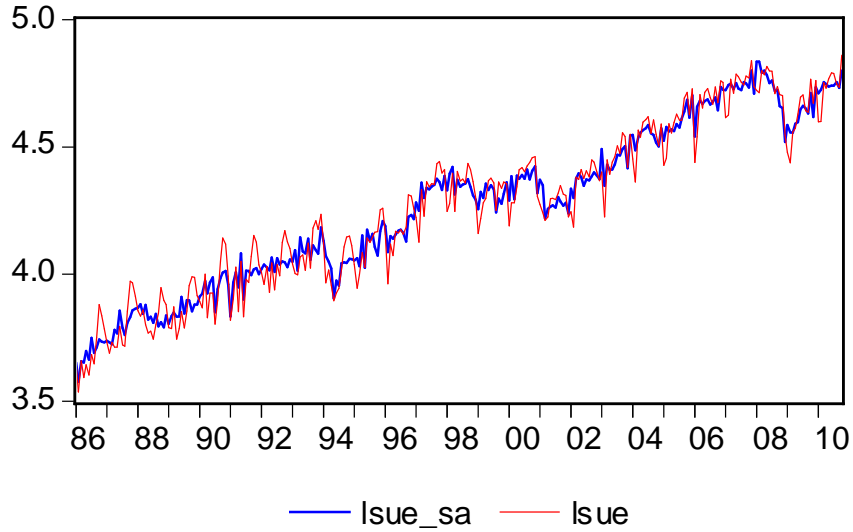


Grafik 8, reel GSYH büyümesinin tanımlayıcı istatistiklerini vermektedir. 1987Q2-2010Q3 döneminde 94 gözlem bulunmaktadır ve ortalama büyüme oranı % 0.96 olarak gerçekleşmiştir. Bu dönemdeki en yüksek büyüme oranı % 7.37 iken, en düşük büyüme oranı % -10.72 olmuştur. Standart sapma ile gösterilen üretim değişkenliği, 2.87'dir. Skewness (çarpıklık), serinin ortalama etrafındaki dağılımının asimetrisinin bir ölçümüdür. Normal dağılım gibi simetrik bir dağılımda, çarpıklık katsayısı 0'dır. Çarpıklık değerinin, -1.10 olarak gerçekleşmesi; dağılımın uzun bir sol kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Türkiye gibi, yüksek üretim düşüşleriyle sonuçlanan ekonomik krizlere sahip olan bir ülkede bu beklenen bir sonuçtur. Kurtosis (basıklık), dağılımın basıklığının bir ölçüsüdür. Normal dağılımın basıklık derecesi 3'tür. Eğer basıklık değeri 3'ü geçerse, dağılım normal dağılıma göre daha dik (leptokurtic), tersi durumda daha yatay (platykurtic) olur. Reel GSYH büyümesinin basıklık katsayısı, 5.15'tir. Bu durumda büyüme oranı ortalama etrafında yoğunlaşmıştır ve kalın kuyruklara sahiptir. Jarque-Bera istatistiği, serinin normal dağılıp dağılmadığının bir ölçüdür. Çarpıklık ve basıklık değerlerinin yardımıyla hesaplanan Jarque-Bera istatistiği, %1'lik güven aralığında normal dağılımı reddetmektedir. Reel GSYH büyümesi normal dağılıma sahip değildir.

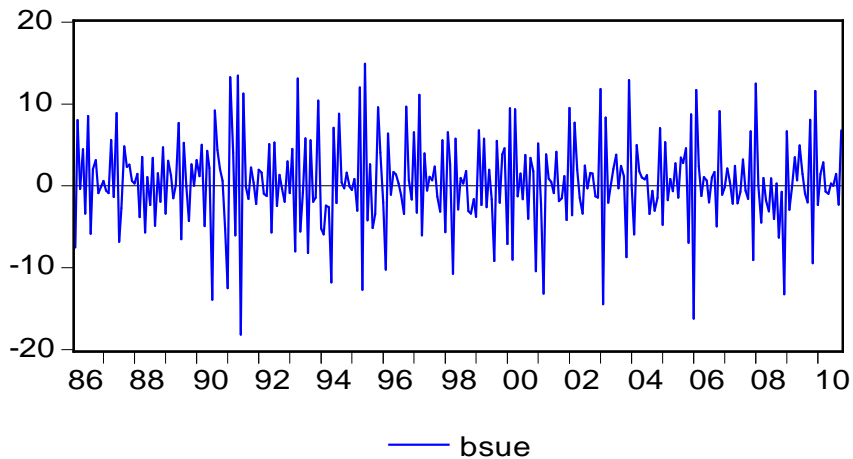
### 3.1.2. Sanayi Üretim Endeksi

Çalışmada kullanılan sanayi üretim endeksi serisi, TCMB EVDS'den alınmıştır. 1992, 1997 ve 2005 baz yıllı endeksler, 2005 baz yıllı sanayi üretim endeksi temel alınmak üzere birleştirilmiştir. Elde edilen sanayi üretim endeksi, 1986M01-2010M10 dönemini kapsamakta ve 298 aylık endeks değerinden oluşmaktadır. Elde edilen sanayi üretim endeksinin doğal logaritması alınmış (*lsue*) ve Census-X12 yöntemiyle mevsimsellikten (*lsue\_sa*) arındırılmıştır (bkz. Grafik 9). Mevsimsellikten arındırılmış logaritmik sanayi üretim endeksinin bir önceki aya göre farkının yüzde büyüme oranı biçiminde -logaritmik büyüme- ifade edilmiş hali, Grafik 10'da görülmektedir.

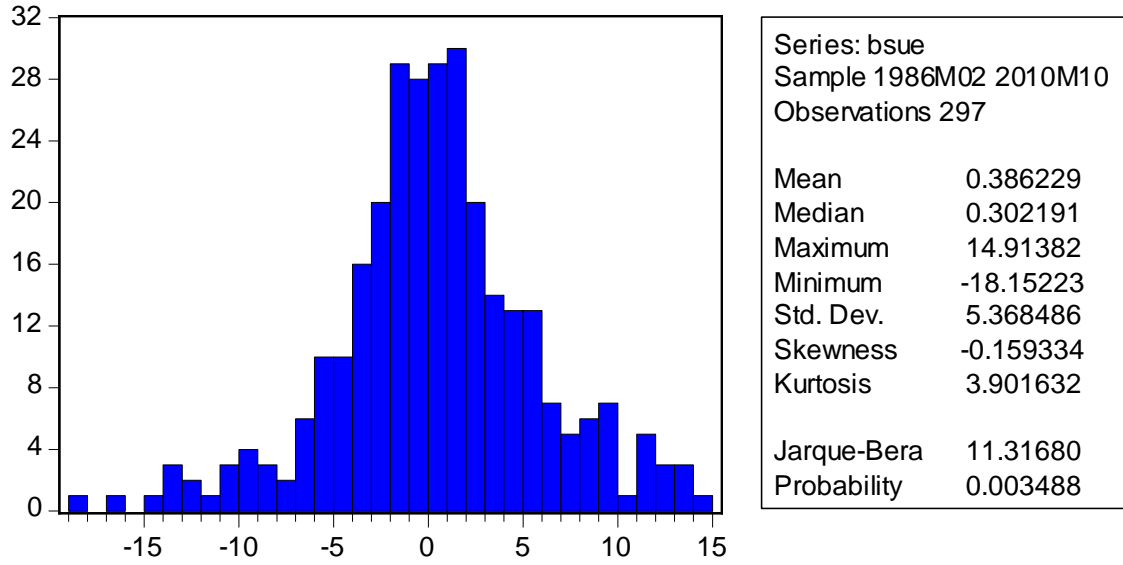
**Grafik 9: Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmış Sanayi Üretim Endeksi**



**Grafik 10: Sanayi Üretimi Büyüme Oranı (%)**



**Grafik 11: Sanayi Üretimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri**



Grafik 11, sanayi üretimi büyümesinin tanımlayıcı istatistiklerini vermektedir. 1986M02-2010M10 döneminde 297 gözlem bulunmaktadır ve ortalama büyüme oranı % 0.39 olarak gerçekleşmiştir. Bu dönemdeki en yüksek büyüme oranı % 14.9 iken, en düşük büyüme oranı % -18.15'dir. Standart sapma ile gösterilen üretim değişkenliği, 5.36'dır. Görüldüğü üzere, sanayi üretiminin büyümesi GSYH büyümesine göre daha geniş bir aralıkta hareket etmekte ve doğal olarak daha yüksek bir değişkenliğe sahip olmaktadır. Skewness (çarpıklık) değeri, -0.15 olarak gerçekleşmesi; normal dağılıma göre dağılımın uzun bir sol kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Kurtosis (basıklık) katsayısı, 3.90'dır. Bu durumda büyüme oranı ortalama etrafında yoğunlaşmıştır ve kalın kuyruklara sahiptir. Sanayi üretim büyümesi GSYH büyümesine göre normal dağılıma daha yakın çarpıklık ve basıklık değerlerine sahip olsa da; Jarque-Bera istatistiği, %1 güven aralığında normal dağılımı reddetmektedir.

### 3.1.3. Net Elektrik Tüketimi

Çalışmada reel GSYH ve sanayi üretiminin yanısıra net elektrik tüketimi de üretim ile üretim değişkenliği arasındaki ilişkiyi incelemek amacıyla kullanılmıştır. Net elektrik tüketiminin kullanılmasının nedenleri aşağıdaki gibi sunulabilir:

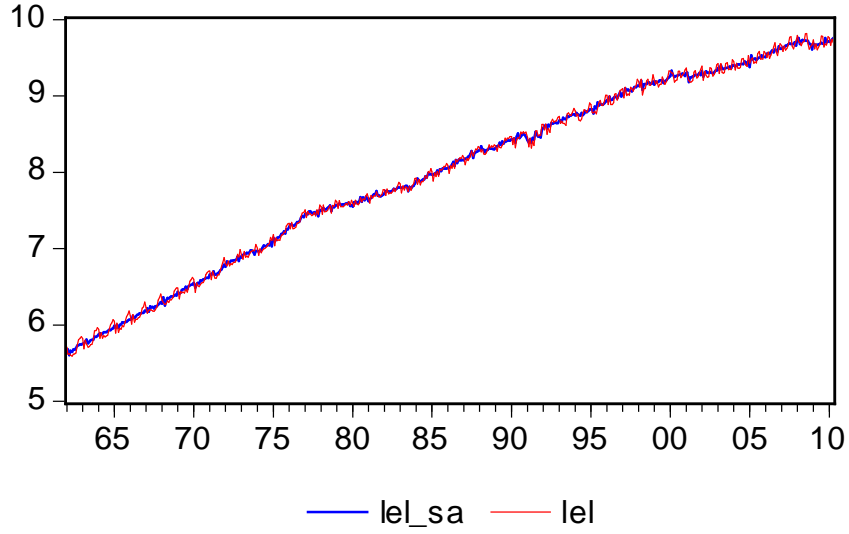
(i) Birçok gelişmekte olan ülkede, uzun zaman aralığına sahip aylık sanayi üretim endeksi bulunurken, Türkiye’de sanayi üretim endeksinin aylık ölçümü 1986’da başlamaktadır.

(ii) Türkiye gibi gelişmekte olan ülkelere ekonomide ciddi oranda kayıtdışılık bulunmaktadır. Kayıtdışılığın doğrudan kendisi ve kayıtdışı ekonomi ile kayıtlı ekonominin genişleme ve daralma dönemlerindeki geçişkenliği, önemli bir ölçüm hatasını içinde barındırabilmekte ve bu durum özellikle değişkenlik ölçümü açısından önem arz edebilmektedir. Kayıtdışılığın yer almadığı, elektrik tüketim miktarının kullanılması bu açıdan önemlidir.

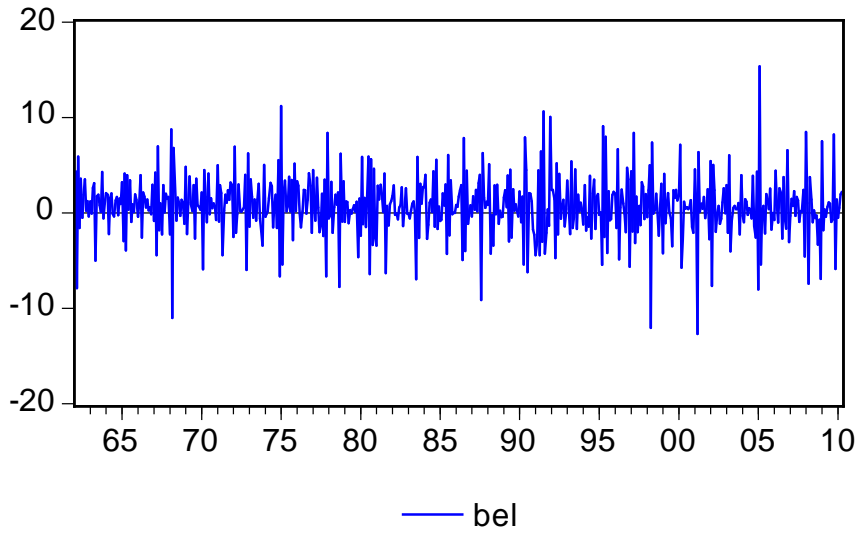
(iii) Sanayi üretim endeksi ile elektrik tüketimi arasındaki yüksek korelasyonun varlığı, elektrik tüketiminin üretimi ölçmede iyi bir gösterge olabileceği yönündeki yaklaşımı kuvvetlendirmektedir. *lsue\_sa* ile *lel\_sa* (mevsimsellikten arındırılmış logaritmik net elektrik tüketimi) arasındaki 0.98 gibi güçlü bir korelasyon bulunmakta; her iki değişkenin büyüme oranlarında da 0.66 ile bu güçlü birlikte hareket devam etmektedir.

Net elektrik tüketimi, 1962M01-2010M04 dönemini kapsamaktadır. Çalışmada kullanılan reel GSYH ve sanayi üretim endeksi, literatürde şimdiye kadar Türkiye ile ilgili çalışmalarda kullanılan en uzun zaman dilimini kapsayan seriler olmakla birlikte, net elektrik tüketimi böyle bir analizde hem ilk defa kullanılmakta hem de ilk defa bu kadar uzun bir zaman dilimi için analizin yapılmasını sağlamaktadır.

**Grafik 12: Logaritmik ve Mevsimsellikten Arındırılmış Net Elektrik Tüketimi**



**Grafik 13: Net Elektrik Tüketimi Büyüme Oranı (%)**

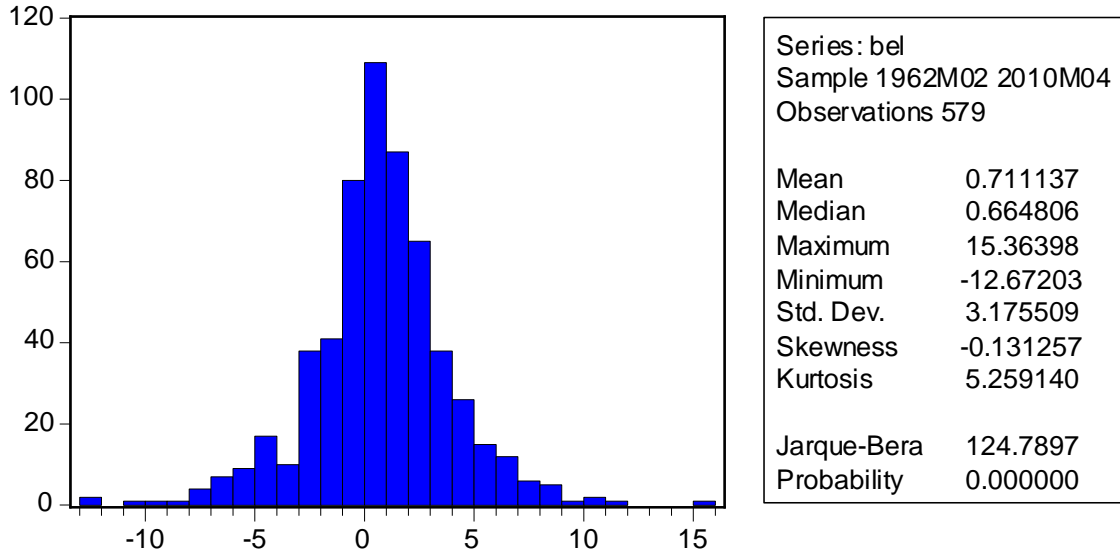


Elektrik üretimi (GWh), TCMB EVDS aracılığıyla 1962-2008 aralığı için TÜİK tarafından hesaplanan Sanayi Maddeleri Üretim Miktarları serilerinden alınmış; 2008 sonrası için ise TEİAŞ istatistiklerinden yararlanılmıştır. İhracat ve ithalat değerleri de TEİAŞ istatistiklerinden alınmıştır.

$$\text{Net elektrik tüketimi} = \text{elektrik üretimi} + \text{ithalat} - \text{ihracat}$$

şeklinde hesaplanmıştır. Elde edilen net elektrik tüketimi serisinin doğal logaritması alınmış (*lel*) ve Census-X12 yöntemiyle mevsimsellikten (*lel\_sa*) arındırılmıştır (bkz. Grafik 12). Mevsimsellikten arındırılmış logaritmik net elektrik tüketiminin bir önceki aya göre farkının yüzde büyüme oranı biçiminde –logaritmik büyüme- ifade edilmiş hali, Grafik 13’de görülmektedir.

**Grafik 14: Net Elektrik Tüketimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri**



Grafik 14, net elektrik tüketimi büyümesinin tanımlayıcı istatistiklerini vermektedir. 1962M02-2010M04 döneminde 579 gözlem bulunmaktadır ve ortalama büyüme oranı % 0.71 olarak gerçekleşmiştir. Bu dönemdeki en yüksek büyüme oranı % 15.36 iken, en düşük büyüme oranı % -12.67’dir. Standart sapma ile gösterilen üretim değişkenliği, 3.17’dir. Skewness (çarpıklık) değeri, -0.13 olarak gerçekleşmesi; dağılımın normal dağılıma göre daha uzun bir sol kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Kurtosis (basıklık) katsayısı, 5.25’dir. Serinin büyüme oranı, ortalama etrafında yoğunlaşmış ve kalın kuyruklara sahiptir. Net elektrik tüketimi büyümesi nisbeten daha simetrik olmakla birlikte, yüksek basıklık değeri nedeniyle, yüksek bir Jarque-Bera istatistiğine sahiptir ve normal dağılım varsayımı reddedilmektedir.

### 3.2. H-P Trende Göre Büyüme

Üretim ile üretim değişkenliği ilişkisi analiz edilirken, büyüme genellikle yukarıda belirtildiği gibi, üretim serisinin doğal logaritmasının alınıp, mevsimsellikten arındırılması ve bir önceki döneme göre büyüme oranının elde edilmesi şeklinde elde edilmektedir. Bununla birlikte hem sonuçların tutarlılığı hem de iktisadi dalgalanmalar alanındaki çalışmalarda çevrimle trendi ayırmada sıkça kullanılan bir metot olması bakımından çalışmada, Hodrick-Prescott (H-P) filtresinden de yararlanılmıştır.

Hodrick-Prescott (1997) tarafından geliştirilen yöntem, aşağıdaki minimizasyon probleminin çözümüne dayanmaktadır:

$$\min_{\{X_t^*\}_{t=1}^T} \sum_{t=1}^T (X_t - X_t^*)^2 + \lambda \sum_{t=2}^{T-1} [(X_{t+1}^* - X_t^*) - (X_t^* - X_{t-1}^*)]^2$$

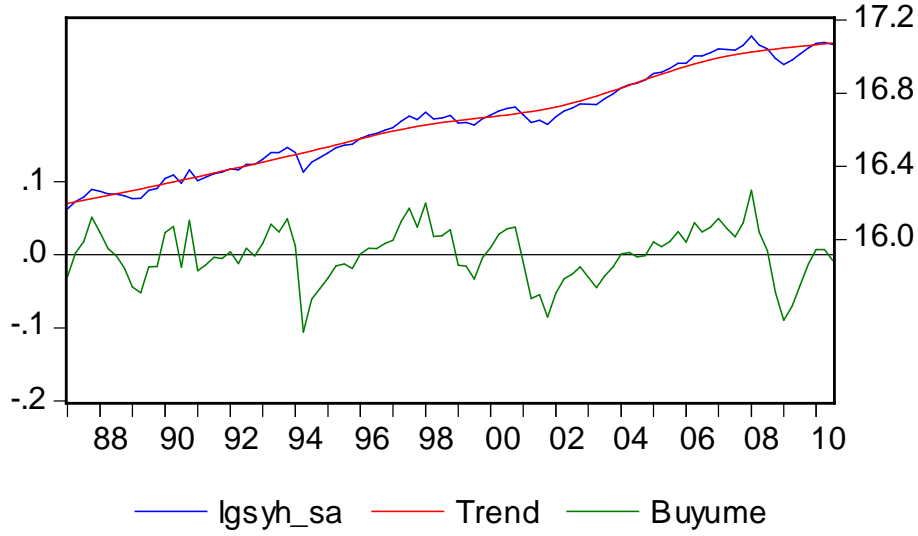
Burada,  $X_t$  ilgili üretim serisini,  $X_t^*$  seriden elde edilen stokastik trendi ve  $\lambda$  ise serinin düzgünleştirilmesini (smoothing) belirleyen “ceza” parametresini göstermektedir.  $\lambda$  değeri büyüdükçe, serinin trend patikası daha da düzleşmektedir. Trend bileşeni,  $\lambda$  değeri 0’a yakınsadığında orijinal seriye,  $\infty$ ’a yakınsadığında ise doğrusal trende dönüşecektir. Çalışmada  $\lambda$  değeri, literatürde genel kabul gördüğü şekliyle çeyreklik seri için 1600, aylık seriler için 14400 alınmıştır. Doğrusal trendden farklı olarak, H-P trend stokastik bir trende sahiptir ve bu yapı trendin zaman içerisinde değişmesine olanak vermektedir. Çevrim veya sapma olarak isimlendirilen  $C_t = X_t - X_t^*$  şeklinde hesaplanmaktadır ve büyüme oranını vermektedir. Görüldüğü üzere H-P filtrede, mevsimsellikten arındırılmış bir serinin bir önceki döneme göre büyümesi değil, aynı dönemdeki serinin stokastik trendden sapması büyüme olarak alınmaktadır. Çalışmada yüzde büyüme oranı kullanılmıştır.

#### 3.2.1. GSYH

Grafik 15, H-P filtresi yöntemine göre hesaplanan trend ve büyüme (sapma) göstermektedir. Büyüme serisinden ekonomik faaliyetlerin genişleme ve daralma dönemleri açıkça görülmektedir. Nitekim 1988-89 stagflasyonu, 1994-99 ve 2001 krizleri ile 2009 Küresel Krizi negatif sapma olarak açıkça görülmektedir.

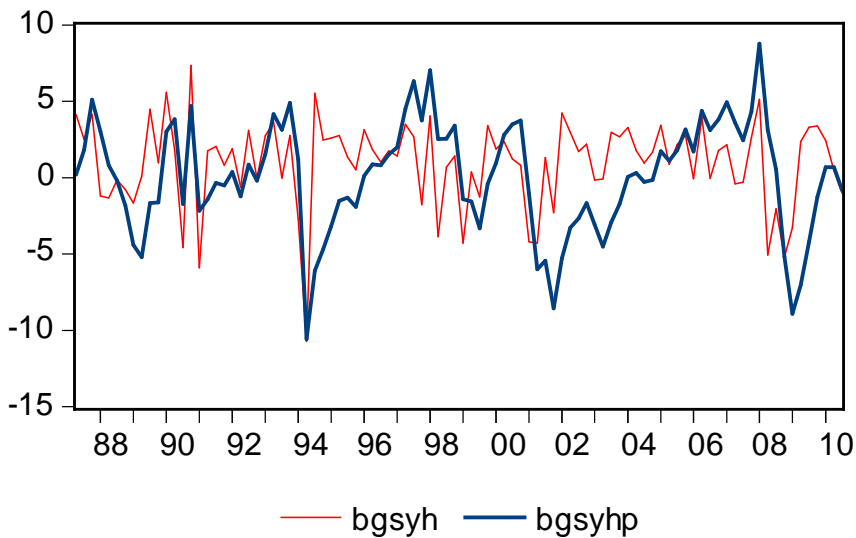


**Grafik 15: lgsyh\_sa için H-P Filtresine göre Hesaplanan Trend ve Büyüme**

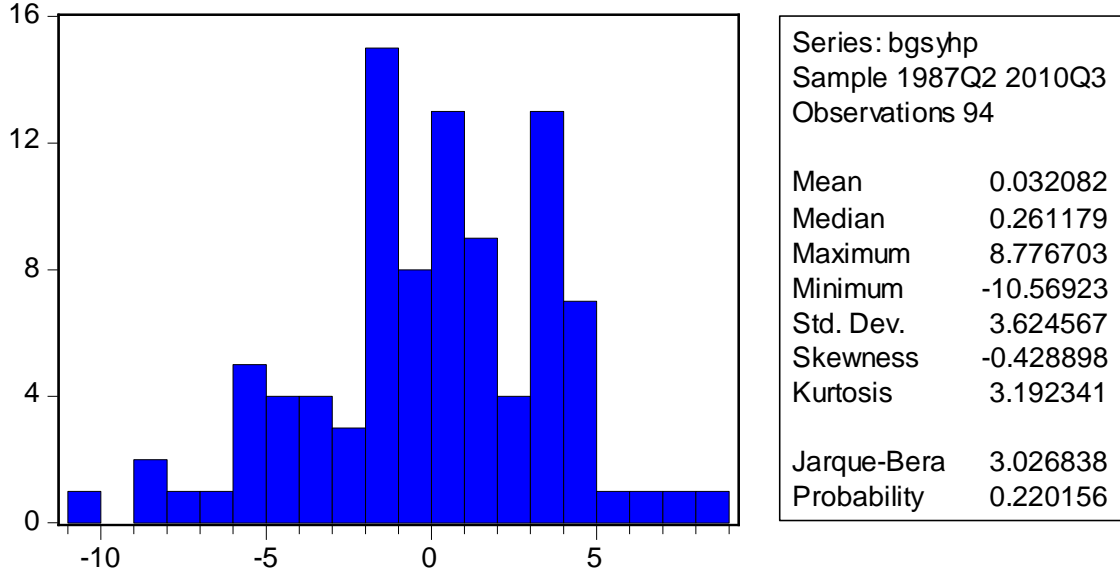


H-P filtresinde negatif sapmaların, logaritmik elde edilen büyüme oranına kıyasla daha geç pozitifeye geçtiği dikkati çekmektedir (bkz. Grafik 16). Örneğin logaritmik büyümeye göre hesaplanan *bgsyh*'de 2002 itibariyle pozitif büyüme oranlarına ulaşılırken, H-P filtresine göre hesaplanan reel GSYH büyüme oranında (*bgsyhp*) ancak 2004 yılında pozitif büyüme oranları görülmektedir. Benzer biçimde *bgsyhp*'de krizlere girilmesi de daha geç olmaktadır. Ayrıca 1988-89 stagflasyonu, 1999 ve 2001 krizleri için daha yüksek bir daralma oranına sahiptir.

**Grafik 16: *bgsyh* ve *bgsyhp* Büyüme Oranlarının Birlikte Gösterimi**



**Grafik 17: Reel GSYH Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri (H-P)**

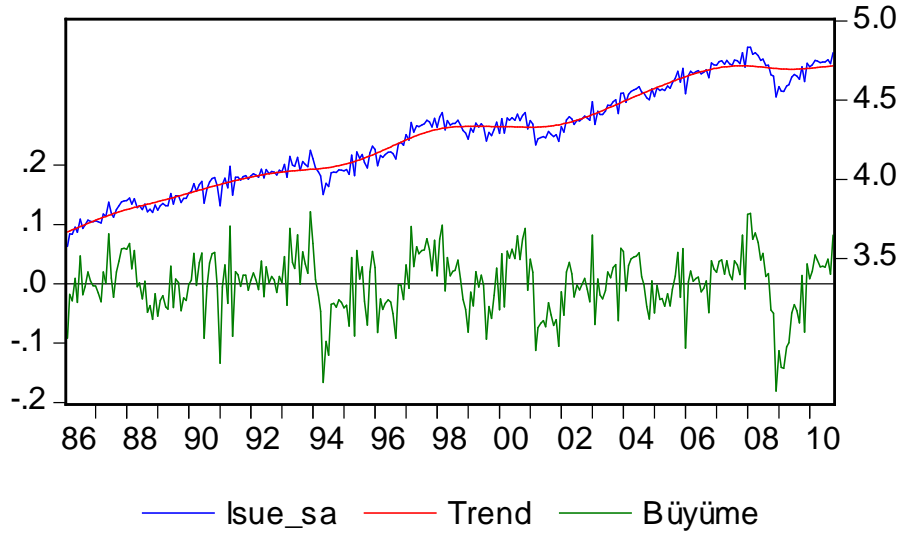


Grafik 17, H-P filtresine göre hesaplanmış reel GSYH büyümesinin tanımlayıcı istatistiklerini vermektedir. 1987Q2-2010Q3 döneminde 94 gözlem bulunmaktadır ve ortalama büyüme oranı % 0.03 olarak gerçekleşmiştir. Bu dönemdeki en yüksek büyüme oranı % 8.78 iken, en düşük büyüme oranı % -10.57 olmuştur. Standart sapma ile gösterilen üretim değişkenliği, 3.62'dir. Seri -0.42 ile düşük bir skewness (çarpıklık) değerine sahiptir. Kurtosis (basıklık), dağılımın basıklığının bir ölçüsüdür. Reel GSYH büyümesinin basıklık katsayısı, 3.19'dur. Bu değer, normal dağılımın basıklık ölçüsü olan 3'e oldukça yakındır. Jargue-Bera istatistiği, serinin normal dağılıp dağılmadığının bir ölçüdür. Çarpıklık ve basıklık değerlerinin yardımıyla hesaplanan Jargue-Bera istatistiği, *bgsyh*'ın tersine *bgsyhp* serisinin normal dağılıma uygun olduğunu göstermektedir.

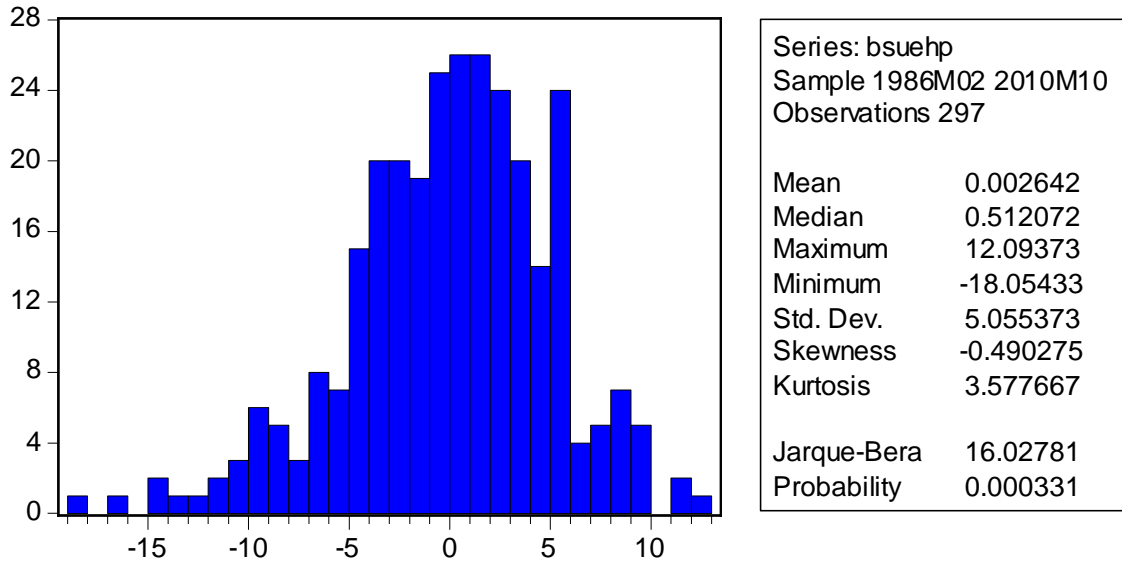
### 3.2.2. Sanayi Üretim Endeksi

Grafik 18, H-P filtresi yöntemine göre hesaplanan trend ve büyümeyi (sapma) göstermektedir. Trend altında kalan dönemler, genellikle ekonominin kriz veya zayıfladığı dönemleri simgelerken, trendin üstünde büyümeler genişleme dönemleriyle uyumludur.

**Grafik 18: *lsue\_sa* için H-P Filtresine göre Hesaplanan Trend ve Büyüme**



**Grafik 19: Sanayi Üretimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri (H-P)**

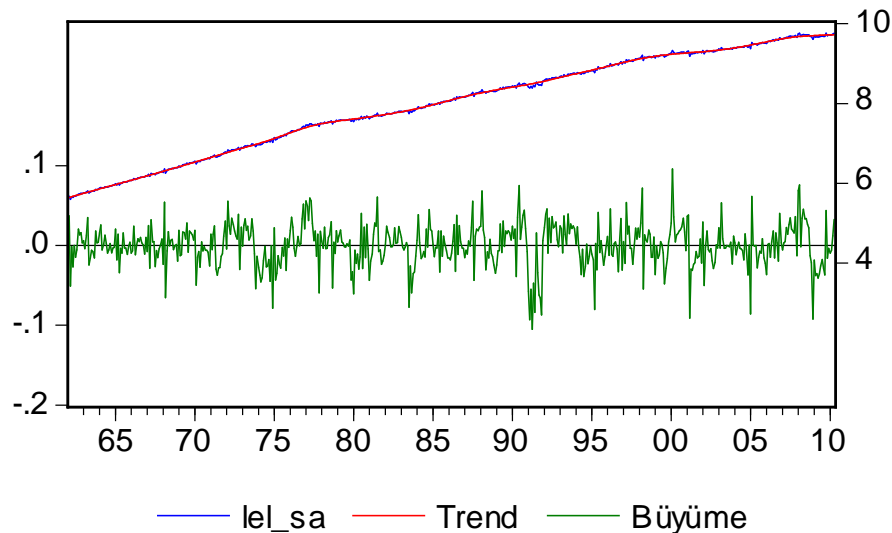


Grafik 19, H-P filtresine göre hesaplanmış sanayi üretimi büyümesinin tanımlayıcı istatistiklerini vermektedir. 1986M02-2010M10 döneminde 297 gözlem bulunmaktadır ve ortalama büyüme oranı % 0.02 olarak gerçekleşmiştir. Bu dönemdeki en yüksek büyüme oranı % 12.1 iken, en düşük büyüme oranı % -18.05'dir. Standart sapma ile gösterilen üretim değişkenliği, 5.05'dir. Görüldüğü üzere, sanayi üretiminin büyümesi GSYH büyümesine göre daha geniş bir aralıkta hareket etmekte ve doğal olarak daha yüksek bir değişkenliğe sahip olmaktadır. Skewness (çarpıklık) değeri, -0.49 olarak gerçekleşmesi; normal dağılıma göre dağılımın uzun bir sol kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Kurtosis (basıklık) katsayısı, 3.57'dir. Bu durumda büyüme oranı ortalama etrafında yoğunlaşmıştır ve kalın kuyruklara sahiptir. Jargue-Bera istatistiği, %1 güven aralığında normal dağılımı reddetmektedir.

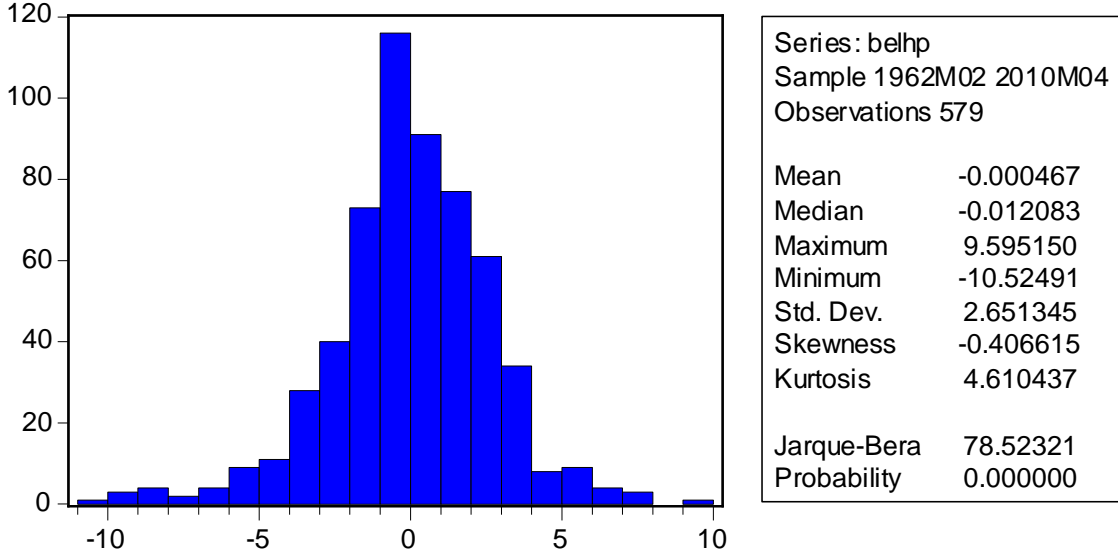
### 3.2.3. Net Elektrik Tüketimi

Grafik 20, H-P filtresi yöntemine göre hesaplanan trend ve büyümeyi (sapma) göstermektedir. Trend altında kalan dönemler, genellikle ekonominin kriz veya zayıfladığı dönemleri simgelerken, trendin üstünde büyümeler genişleme dönemleriyle uyumludur.

**Grafik 20: lel\_sa için H-P Filtresine göre Hesaplanan Trend ve Büyüme**



**Grafik 21: Net Elektrik Tüketimi Büyümesinin Tanımlayıcı İstatistikleri (H-P)**



Grafik 21, H-P filtresi yöntemine göre hesaplanan net elektrik tüketimi büyümesinin (*belhp*) tanımlayıcı istatistiklerini vermektedir. 1962M02-2010M04 döneminde 579 gözlem bulunmaktadır ve ortalama büyüme oranı yaklaşık % 0'dır. Bu dönemdeki en yüksek büyüme oranı % 9.60 iken, en düşük büyüme oranı % -10.52'dir. Standart sapma ile gösterilen üretim değişkenliği, 2.65'dir. Skewness (çarpıklık) değeri, -0.41 olarak gerçekleşmesi; dağılımın normal dağılıma göre daha uzun bir sol kuyruğa sahip olduğunu göstermektedir. Kurtosis (basıklık) katsayısı, 4.61'dir. Serinin büyüme oranı, ortalama etrafında yoğunlaşmış ve kalın kuyruklara sahiptir. Net elektrik tüketimi büyümesi özellikle yüksek basıklık değeri nedeniyle, yüksek bir Jarque-Bera istatistiğine sahiptir ve normal dağılım varsayımı reddedilmektedir.

### 3.3. Durağanlık

Granger ve Newbold'un (1974) durağan olmayan zaman serileriyle çalışılması halinde sahte regresyon problemiyle –sonuçların hatalı  $R^2$ , DW ve  $t$  istatistikleri yoluyla sahte bir ilişkiye işaret etmesi- karşılaşılabileceğini göstermiş olmaları nedeniyle; zaman serilerinin kullanıldığı ekonometrik analizlerde, serilerin durağan olup olmadığının sınınanarak başlanması standart bir uygulamadır.

**Tablo 1: ADF Birim Kök Test Sonuçları**

Değişkenler	SIC	ADF Test İstatistiği	
		<i>Trendsiz Model</i>	<i>Trendli Model</i>
<i>bgsyh</i>	0	-9.906 [-3.501]	-9.853 [-4.059]
<i>bsue</i>	1	-17.807 [-3.453]	-17.793 [-3.989]
<i>bel</i>	1	-24.921 [-3.441]	-25.279 [-3.974]
<i>bgsyhp</i>	1	-4.084 [-3.501]	-4.062 [-4.059]
<i>bsuehp</i>	1	-5.962 [-3.453]	-5.953 [-3.989]
<i>belhp</i>	1	-10.285 [-3.441]	-10.275 [-3.974]

Not: Köşeli parantez içerisinde yer alan değerler % 1 seviyesinde ADF tablo kritik değerleridir. Gecikme uzunluğunun seçiminde Schwarz bilgi kriteri (SIC) kullanılmış ve maksimum gecikme uzunluğu 12 olarak alınmıştır.

Çalışmada GSYH, sanayi üretimi ve elektrik tüketiminin büyüme oranları ile çalışılmıştır. Serilerin durağan olup olmadıklarının incelenmesinde sabitli-trendli ve sabitli-trendsiz Genişletilmiş Dickey-Fuller (ADF) testleri kullanılmıştır. Tablo 1, birim kök test sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, çalışmada kullanılan tüm büyüme serileri, % 1 anlamlılık seviyesinde durağandır.

## DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

### 4. UYGULAMA

Çalışmanın bu kısmında, veri setinde belirtilen seriler için üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişki GARCH modelleri aracılığıyla incelenmiştir. İlk olarak, uygulamanın basamakları belirtilerek, ampirik uygulama için bir ana çerçeve çizilmiştir. Daha sonra ise belirtilen ana çerçeveye uygun olarak seriler bazında model çözümlenmeleri yapılmış ve dönem analizine yer verilmiştir. Bölümün sonunda, “Uygulama Sonuçlarının Birlikte Değerlendirilmesi” başlığı altında elde edilen tüm sonuçlar birlikte ele alınmış ve yorumlanmıştır.

#### 4.1. Uygulama İçin Ana Çerçeve

##### 4.1.1. Model Belirleme

Büyüme serilerinin yapısına en uygun modelin belirlenmesinde, Box-Jenkins (1976) metodolojisi izlenmiştir. Serilerin yapısına en uygun model, farklı gecikme uzunlukları içeren ARMA modelleri denenerek belirlenmeye çalışılmıştır. Model kurulurken, serilere ait korelogramların taşıdığı bilgiler dikkate alınmış ve alternatif modeller: (i) Modelin F-istatistiğinin anlamlı olması (ii) Determinasyon katsayısının ( $R^2$ ) yüksek olması (iii) AIC ve SIC bilgi kriterlerinin değerlerinin mümkün olduğunca düşük olması (iv) Hata kareler toplamının (SSE) mümkün olduğunca küçük olması ve (v) Olabilirlik oranının (OLB) mümkün olduğunca yüksek olması kriterlerine göre değerlendirilmiştir. Model seçiminde en çok dikkat edilen kriter, ölçümleri itibarıyla cimrilik ilkesini ve olabilirlik oranını içlerinde barındırmaları nedeniyle, Akaike bilgi kriteri (AIC) ve Schwarz bilgi kriterlerinin (SIC) mümkün olduğunca küçük olmasıdır.

#### 4.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Engle (1982) tarafından önerilen ARCH LM testi, hata terimlerinde koşullu değişen varyansın bulunup bulunmadığıyla ilgili bir testtir. ARCH LM testi, tahmin edilen regresyondan elde edilen  $R^2$  ile örneklem sayısının çarpımı ile elde edilmekte ve  $\chi^2$  dağılımına uymaktadır. Burada “hata terimlerinde q gecikmeye kadar ARCH etkisi yoktur” şeklindeki  $H_0$  hipotezi test edilmektedir.

#### 4.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Büyüme serileri için uygun modeller seçildikten ve bu modele ait hata terimlerinde ARCH etkisi tespit edildikten sonra, koşullu değişen varyans en uygun GARCH modeli seçilmek suretiyle elde edilebilir. GARCH modelleri nonliner yapıda olduklarından parametre tahmini, maksimum olabilirlik fonksiyonu yardımıyla elde edilir. Çalışmada optimizasyon prosedürü olarak, Marquard algoritması kullanılmıştır. Ayrıca modellerin tahmini esnasında, standart GARCH modelinin temel varsayımlarından olan hata terimlerinin koşullu dağılımının normal dağılım özelliği gösterdiği varsayımının çoğu seri için sağlanmadığı görülmüştür. Bu durumda modelden elde edilen parametre tahminleri değişmese bile, standart hatalar farklılaşacağından parametre tahminlerinin anlamlılığı etkilenmektedir. Bu nedenle, modellerin tahmininde Bollerslev-Wooldridge (1992) tarafından geliştirilen “quasi-maximum likelihood (QML)” yöntemi kullanılmıştır. Literatürde ARCH modellerinin kurucusu Engle (2001) ve diğer birçok yazarın (Blackburn, 1999; Fountas ve Karanasos, 2008; Blackburn ve Pelloni, 2001; Speight, 1999) sağlıklı (robust) standart hatalar elde edebilmek amacıyla çalışmalarında bu yöntemi kullandıkları görülmektedir.

#### 4.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Uygun GARCH modelleri tahmin edildikten sonra, değişkenliğin asimetrik etkiye sahip olup olmadığı araştırılmıştır. Standart GARCH modelleri, değişkenlikteki asimetriyi dikkate almamaktadır. Çalışmada kullanılan ve yöntem kısmında açıklanan TARARCH ve EGARCH modelleri ise, şokların değişkenlik üzerinde asimetrik etkiye sahip olup olmadığını test etmektedir.



#### 4.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

GARCH-M modelinde, koşullu varyans ortalama denklemine girerek büyüme doğrudan etkilemektedir. Bu ise, değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi inceleme imkânı vermektedir. Değişkenlik ortalama denklemine üç şekilde dâhil edilmektedir: koşullu varyans, koşullu standart sapma ve koşullu varyansın logaritmik hali. Büyüme ile değişkenlik arasındaki ilişki incelenirken, değişkenlik her üç formda da ortalama denklemine dâhil edilmiştir. Ayrıca asimetrik etkinin test edildiği TARARCH ve EGARCH modelleri için de çözümlenmeler yapılmıştır.

#### 4.1.6. Kukla Değişken Kullanımı

Ekonomik modellemede bir veya iki uç hata terimi nedeniyle, normallik dağılımının reddedildiği sık görülen bir durumdur. Bu uç gözlemler, dağılımın kuyruklarının uç noktalarında ortaya çıkarlar ve basıklık (kurtosis) hesaplamasına dâhil olduklarından, basıklık değerinin yüksek çıkmasına neden olurlar. Bu tarz gözlemler, verinin geri kalan kısmının davranışıyla uyumlu değildir ve bu nedenle “sapan değerler” (outliers) olarak isimlendirilirler. Bu durumda ya sapan değerler veriden çıkarılır yada genellikle kabul edildiği üzere kukla değişken (dummy variable) kullanılır (Brooks, 2008:164).

GARCH hata terimlerinde yüksek basıklık değerinin bulunması, büyüme serisinde GARCH modelinin yakalayamadığı dışsalların bulunduğunu ima etmektedir (bkz. Balke ve Fomby, 1994; Franses ve Ghijsels, 1999; Charles ve Darne, 2005, 2006; Bali ve Guirguis, 2007). Ayrıca Tolvi (2001) ve Charles ve Darne (2006)’nın belirttiği üzere sapan değerlerin varlığı serideki ARCH etkisini saklayabilir. Veri sapan değerler açısından düzeltildikten sonra, büyüme serileri güçlü bir ARCH etkisi sergileyebilir.

Literatürde GARCH modellerinde sapan değeri belirlemek için çeşitli yöntemler geliştirilmiş olsa da (Chen ve Liu, 1993; Hotta ve Tsay, 1998; Franses ve Ghijsels, 1999; Charles ve Darne, 2005; Carnero ve diğerleri, 2007; Muller ve Yohai, 2002, 2008), bu konuda bir konsensüsün oluşmamış olması, araştırma alanının nispeten yeni ve gelişme içerisinde bulunması nedeniyle; çalışmada standardize edilmiş büyüme serisinin

dağılımında seriden +/- 3 standart sapma ayrılan<sup>10</sup> veya standartlaştırılmış hata terimlerinin ortalamadan +/- 3 standart sapma saptığı yani kurulan modelin etkisini yakalayamadığı gözlemler<sup>11</sup> sapan değer olarak değerlendirilmiştir.

## 4.2. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Reel GSYH Aracılığıyla İncelenmesi

### 4.2.1. *bgsyh* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

Çalışmada ilk olarak *bgsyh* serisi için üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişki incelenmiştir. Bununla birlikte, *bgsyh* serisinin sapan değere sahip olduğu ve bunun modelin sağlamlığı açısından bazı problemleri beraberinde getirdiği görülmüştür. Nihayetinde modele kukla değişken atanmasına karar verilmiştir.

Veri setinin istatistiksel özelliklerinin sunulduğu bölüm üçten hatırlanacağı üzere *bgsyh*, 5.15 ile yüksek bir basıklık değerine sahiptir. Yüksek basıklık değerinin temel nedeni, dağılımın negatif ucunda yer alan serinin minimum değeri olan 1994Q2 dönemine ait % 10.72'lik daralma olarak görülmektedir. Büyüme serisi standardize edildiğinde de, bu gözlemin 3 standart sapmayı aşan tek gözlem olduğu görülmektedir. Büyüme serisi üzerindeki bu ilk izlenim, 1994Q2 gözleminin bir sapan değer oluşturabileceği yönündedir.

Büyüme serisindeki koşullu değişkenliğin incelenmesindeki ilk aşama, büyüme serilerinin yapısına en uygun modelin belirlenmesidir. Tablo 2, reel GSYH büyüme oranını gösteren *bgsyh* serisi için korelogram bilgilerini içermektedir. *bgsyh* serisinin, otokorelasyon fonksiyonu (AC) ve kısmi korelasyon fonksiyonundan (PAC) elde edilen ilk izlenim, serinin ARMA((4),(4))<sup>12</sup> modeline uygun bir yapıda olduğudur. Bununla birlikte, 4. gecikmeye ait AC ve PAC değerlerinin anlamlılığı, seriye ait bir sapan değer etkisi (outlier effect) olma olasılığını da akla getirmektedir.

---

<sup>10</sup> Sonuç raporlamalarında [A] biçiminde atanmış kukla değişkenli modeller olarak sunulmuştur.

<sup>11</sup> Sonuç raporlamalarında [B] biçiminde atanmış kukla değişkenli modeller olarak sunulmuştur.

<sup>12</sup> Burada gecikme uzunluklarının ayrıca bir parantez içerisinde belirtilmesinin nedeni, modelde sadece 4. gecikmelerin alınmasıdır.

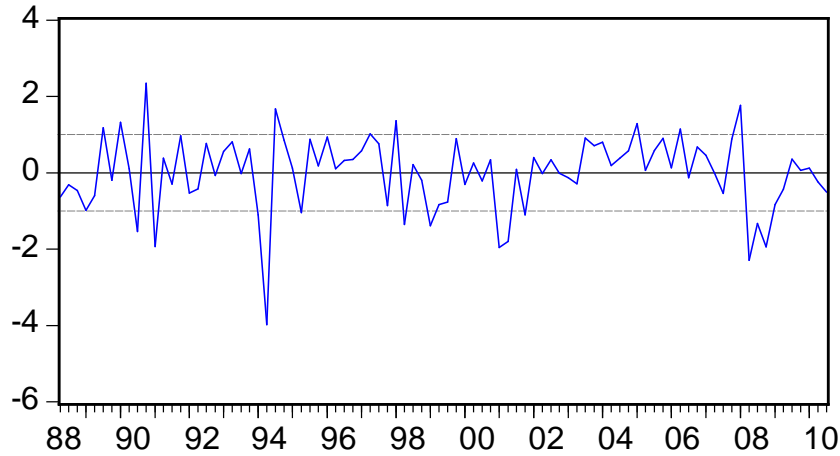
**Tablo 2: *bgsyh* Serisinin Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.034	-0.034	0.1092	0.741
		2 0.065	0.064	0.5195	0.771
		3 0.003	0.007	0.5201	0.914
		4 -0.367	-0.373	14.017	0.007
		5 0.001	-0.025	14.017	0.016
		6 -0.059	-0.004	14.370	0.026
		7 0.044	0.051	14.575	0.042
		8 0.028	-0.117	14.657	0.066
		9 0.096	0.092	15.637	0.075
		10 -0.016	-0.034	15.665	0.110
		11 -0.047	-0.035	15.905	0.145
		12 0.056	0.031	16.245	0.180

**Tablo 3: *bgsyh* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
ARMA((4),(4))	0.153343	4.841794	4.925121	624.5678	-214.8807	0.000717

**Grafik 22: ARMA((4),(4)) Modeli Standardize Edilmiş Hata Terimleri**



— Standardize Edilmiş Hata Terimleri

ACF ve PAC fonksiyonlarının yönlendirmesinde, en çok 4 gecikmeye kadar alternatif modeller kurularak değerlendirilmeye alınmış ve ARMA((4), (4)) modelinin en düşük AIC ve SIC değerlerine sahip olduğu görülmüştür.<sup>13</sup> Ortalama denklemi olarak

<sup>13</sup> Diğer model çözümleri raporlanmamıştır. Çalışmada raporlanmayan tüm çözümler yazardan istendiği takdirde sağlanabilir.

kurulan ARMA((4),(4)) modelinin, sapan değeri etkisiyle düşük bir  $R^2$  değerine sahip olduğu düşünülmektedir. Diğer bir deyişle kurulan model, büyüme serisini uygun bir şekilde takip edememektedir. Grafik 22’den görüleceği üzere, tahmin edilen ortalama denklemi olan ARMA((4),(4)) 1994Q2’deki sapan değerin etkisini yakalayamamaktadır. 1994Q2 gözlemi, standardize edilmiş hata terimlerinde +/- 3 standart sapmayı aşan tek gözlemdir.

**Tablo 4: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	4.913668	0.026645
2	5.026889	0.080989

Modelde, Tablo 4’den görüldüğü üzere birinci (% 5 anlamlılık düzeyinde) ve ikinci derece (% 10 anlamlılık düzeyinde) ARCH etkisi söz konusudur. Yani, ARCH-LM test sonuçları kuvvetli bir ARCH etkisi ortaya koyamamaktadır. “4.1.6. Kukla Değişken Kullanımı” kısmında açıklandığı üzere, sapan değerlerin varlığı serideki ARCH etkisini saklayabilmektedir. Nitekim Kuklalı model kullanıldığında, yüksek bir ARCH etkisi tespit edilecektir<sup>14</sup>.

**Tablo 5: Chow Kırılma Testi Sonuçları**

Chow Breakpoint Test: 1994Q2

F-statistic	10.16687	Prob. F(3,84)	0.000009
Log likelihood ratio	27.87870	Prob. Chi-Square(3)	0.000004

Chow Breakpoint Test: 1999Q1

F-statistic	0.014080	Prob. F(3,84)	0.997701
Log likelihood ratio	0.045252	Prob. Chi-Square(3)	0.997474

Chow Breakpoint Test: 2001Q2

F-statistic	0.413823	Prob. F(3,84)	0.743505
Log likelihood ratio	1.320419	Prob. Chi-Square(3)	0.724290

<sup>14</sup> Tespit edilen ARCH etkisinin varlığına binaen kurulan, ARMA((4),(4))-ARCH(1) modelinde ARCH terimi % 10’da anlamlı olabilmekte ve modellerin F istatistiği %5’de anlamlı olmaktadır. Çözümlenelerde herhangi bir asimetri etkisi bulunamamış ve değişkenlik varyans formunda istatistiksel olarak anlamsız, standart sapma formunda negatif ve %5’de anlamlı ve logaritmik formda negatif ve %1’de anlamlı bulunmuştur.

Yapılan analiz, 1994Q2 için bir kukla değişken gereksinimini göstermekle birlikte, Chow kırılma testi aracılığıyla modelde yapısal değişiklik bulunup bulunmadığı araştırılmıştır. Türkiye'nin kriz dönemlerine ait gerçekleşen en düşük büyüme oranlarının modelde yapısal bir değişime neden olmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi sadece 1994Q2'de reddedilmiş; 1999Q1 ve 2001Q2 tarihleri için modelde herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememiştir.

#### 4.2.2. *bgsyh* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi (Kukla Değişkenli)

##### 4.2.2.1. Model Seçimi

Atanan kukla değişken, dummy olarak isimlendirilmiş ve en uygun model, AIC, SSE değerleri en küçük,  $R^2$  ve OLB değerleri en yüksek olan ARMA(4,3) olarak seçilmiştir.

**Tablo 6: *bgsyh* için Model Seçim Sonuçları**

Model	$R^2$	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
ARMA(4,3)	0.430239	4.579049	4.829030	420.3053	-197.0572	0.000000

**Tablo 7: Seçilen ARMA(4,3) Modeli Parametre Tahminleri**

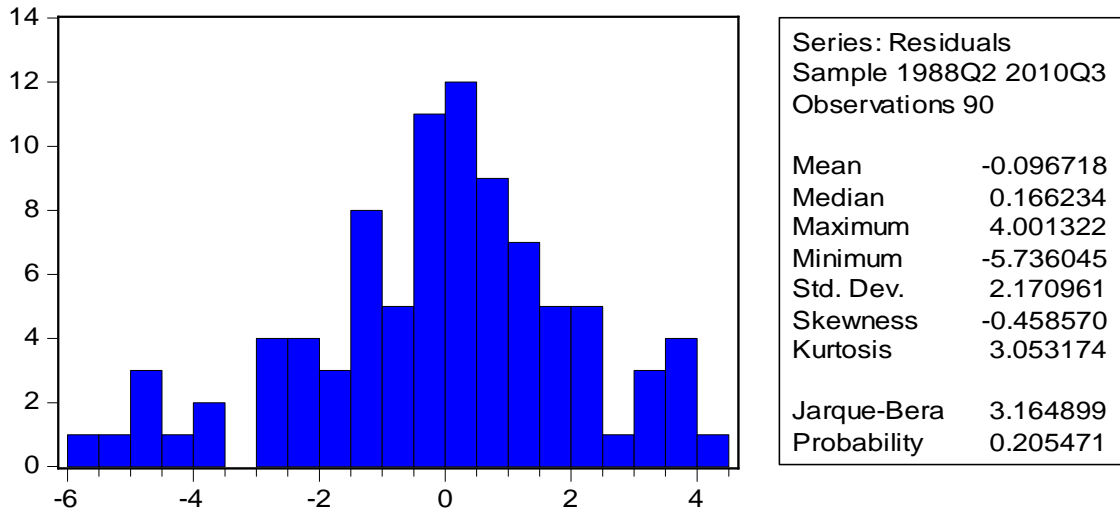
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	1.158094	0.279233	4.147404	0.0001
DUMMY	-12.60845	1.426626	-8.837950	0.0000
AR(1)	-0.585325	0.141611	-4.133342	0.0001
AR(2)	-0.253518	0.130483	-1.942912	0.0555
AR(3)	-0.476702	0.083773	-5.690399	0.0000
AR(4)	-0.129119	0.121055	-1.066617	0.2893
MA(1)	0.597077	0.018207	32.79403	0.0000
MA(2)	0.600204	0.021737	27.61256	0.0000
MA(3)	0.988998	0.024960	39.62386	0.0000

**Tablo 8: ARMA(4,3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	1.324499	0.249786
6	6.743650	0.345206
12	16.08887	0.187200

Tablo 8’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testine göre, ARMA(4,3) modelinin hata terimleri arasında serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır. Ayrıca modelden elde edilen hata terimleri, normal dağılmaktadır. Hata terimleri üzerindeki yüksek basıklık etkisi ortadan kalkmış ve basıklık değeri 3.05’e gerilemiştir (bkz. Grafik 23).

**Grafik 23: ARMA(4,3) Modeli Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri**



#### 4.2.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Tablo'dan görüldüğü üzere, birinci gecikmede % 1'de, altıncı gecikmeye kadar % 5'de ve on ikinci gecikmeye kadar % 10'da anlamlı bir ARCH etkisi tespit edilmektedir.

**Tablo 9: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	11.04084	0.000891
6	14.17686	0.027722
12	18.56074	0.099695

#### 4.2.2.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Tahmin edilen ortalama denklemi için en uygun varyans denkleminin ARCH(1) olduğu tespit edilmiş ve Tablo 9'da, ARMA(4,3)-ARCH(1) modelinin tahmin sonuçları sunulmuştur.

**Tablo 10: ARMA(4,3)-ARCH(1) Model Parametreleri**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	1.354441	0.181580	7.459188	0.0000
DUMMY	-13.27171	1.051926	-12.61658	0.0000
AR(1)	-0.364164	0.089976	-4.047364	0.0001
AR(2)	-0.336496	0.066597	-5.052753	0.0000
AR(3)	-0.600792	0.066281	-9.064301	0.0000
AR(4)	-0.346057	0.082929	-4.172927	0.0000
MA(1)	0.320138	0.071038	4.506603	0.0000
MA(2)	0.516764	0.036083	14.32155	0.0000
MA(3)	0.806123	0.059049	13.65168	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.927895	0.438142	4.400158	0.0000
RESID(-1)^2	0.686223	0.165125	4.155768	0.0000

Tablo 11, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test

etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi bütün gecikmelerde ret edilememektedir.

**Tablo 11: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

Gecikme	Ljung-Box Q-İstatistiği	Olasılık
1	0.9416	
2	0.9436	
3	1.0889	
4	1.1044	
5	1.1675	
6	1.2381	
7	1.3191	
8	1.3191	0.251
9	4.3329	0.115
10	5.1044	0.164
11	5.9782	0.201
12	6.0037	0.306
13	7.4759	0.279
14	8.0463	0.329
15	8.3750	0.398
16	10.007	0.350
17	10.220	0.421
18	13.252	0.277

Varyans denklemi doğru bir şekilde tanımlandığında, standardize edilmiş hata terimlerinde ARCH etkisinin bulunmaması gerekir. Tablo 12, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

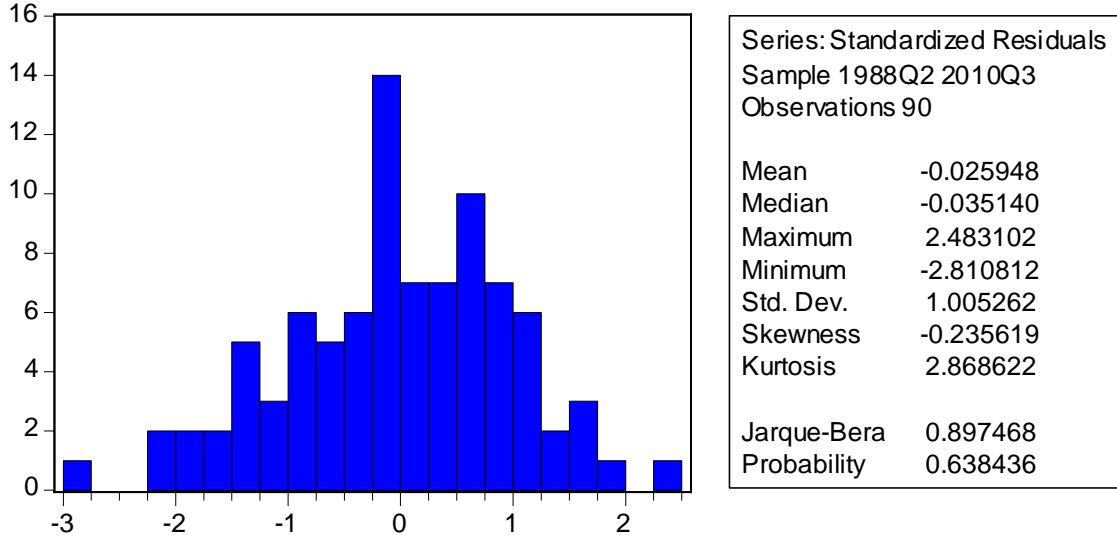
**Tablo 12: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.021300	0.883964
6	4.703431	0.582373
12	7.836592	0.797766

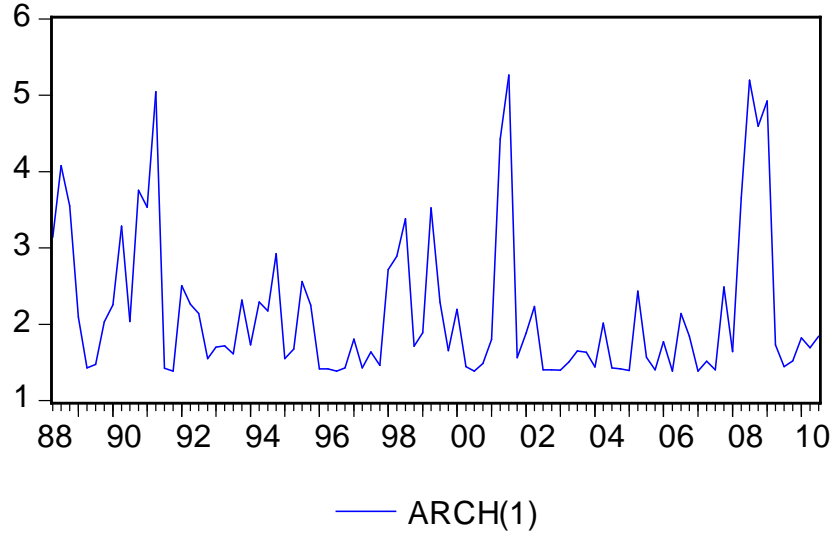
Ayrıca modelden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri, normal dağılmaktadır (Bkz. Grafik 24)



**Grafik 24: Standardize Edilmiş Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri**



**Grafik 25: ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma**



Grafik 25, ARMA(4,3)-ARCH(1) modelinden elde edilen koşullu değişen standart sapmayı göstermektedir. Kukla değişkeninin etkisi grafikten açıkça görülmektedir, değişkenlik en yüksek beş standart sapma değerine sahiptir.

#### 4.2.2.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Tablo 13’de ARMA(4,3)-TARCH(1,0,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı negatiftir ve % 10’da istatistiksel olarak anlamlıdır. Asimetri etki katsayısının negatif olması, pozitif şokların değişkenliği negatif şoklardan daha fazla artırdığı ile ilgili bir ön sav ortaya koymaktadır.

**Tablo 13: ARMA(4,3)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	1.515133	0.179018	8.463572	0.0000
DUMMY	-12.84439	0.845049	-15.19958	0.0000
AR(1)	-0.358101	0.088134	-4.063125	0.0000
AR(2)	-0.347174	0.063210	-5.492351	0.0000
AR(3)	-0.622226	0.063604	-9.782836	0.0000
AR(4)	-0.349395	0.079312	-4.405303	0.0000
MA(1)	0.326702	0.056469	5.785559	0.0000
MA(2)	0.512487	0.034228	14.97281	0.0000
MA(3)	0.816961	0.046304	17.64324	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.704124	0.397344	4.288792	0.0000
RESID(-1)^2	1.373804	0.452803	3.034001	0.0024
<u>RESID(-1)^2*(RESID(-1)&lt;0)</u>	<u>-0.922039</u>	<u>0.496255</u>	<u>-1.857993</u>	<u>0.0632</u>

Tablo 14’de ise, ARMA(4,3)-EGARCH(1,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı negatif ve istatistiksel olarak anlamsızdır.

**Tablo 14: ARMA(4,3)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	1.444699	0.166858	8.658262	0.0000
DUMMY	-12.86329	1.042344	-12.34073	0.0000
AR(1)	-0.339444	0.100989	-3.361213	0.0008
AR(2)	-0.365967	0.073150	-5.002929	0.0000
AR(3)	-0.603095	0.068030	-8.865160	0.0000
AR(4)	-0.319685	0.081413	-3.926700	0.0001
MA(1)	0.308232	0.081285	3.792006	0.0001
MA(2)	0.513203	0.040541	12.65889	0.0000
MA(3)	0.798005	0.063434	12.58002	0.0000
Varyans Denklemi				
C	-0.065927	0.351451	-0.187585	0.8512
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.947921	0.189755	4.995493	0.0000
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	<u>0.117178</u>	<u>0.133953</u>	<u>0.874773</u>	<u>0.3817</u>
LOG(GARCH(-1))	0.508146	0.217568	2.335578	0.0195

#### 4.2.2.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 15, üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkinin incelendiği modellerin değişkenlik katsayılarını ve asimetric etkiyi de içeren modeller için asimetric katsayısını göstermektedir. ARMA(4,3)-ARCH(1)-M modelinde değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı negatif ve istatistiksel olarak %1’de anlamlıdır.

**Tablo 15: Üretim ile Değişkenlik Arasındaki İlişki (bgsyh, kuklalı)**

ARMA(4,3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.238885 <sub>a</sub>	-0.238619 <sub>a</sub>	-0.192926 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	0.219317	0.005818
$\sigma_t$	-1.039255 <sub>a</sub>	-1.044644 <sub>a</sub>	-1.001711 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.093120	0.041952
$\log(\sigma_t^2)$	-0.763303 <sub>a</sub>	-0.847604 <sub>a</sub>	-1.224720 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	1.224473	-0.113176

Asimetric etkinin de dahil edildiği modellere bakıldığında ise, ARMA(4,3)-TARCH(1,0,1)-M modelinde değişkenlik katsayılarının hepsi yine negatif ve %1’de anlamlı iken; asimetric katsayılarının hiçbir modelde istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığı görülmektedir. ARMA(4,3)-TARCH(1,0,1) modelinde % 10’da anlamlı olan

asimetri katsayısının, ARMA(4,3)-TARCH(1,0,1)-M modellerinin hiçbirinde istatistiksel olarak anlamlı bulunmaması; değişkenliğin büyüme ile ilişkisinde bir asimetri etkisine sahip olmadığını göstermektedir. ARMA(4,3)- EGARCH(1,1,1)-M modelinde değişkenlik katsayılarının hepsi negatif ve %1’de anlamlı iken; asimetri katsayılarının hiçbir modelde istatistiksel olarak anlamlı bulunmadığı görülmektedir.

Değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi incelerken, elde edilen bu sonuçlar, Türkiye’de değişkenlikle büyüme arasında *negatif* bir ilişkinin varlığı ile ilgili sağlam bir sonuç ortaya koymaktadır. Ayrıca değişkenliğin büyüme etkilemesi sürecinde, *asimetrik etkinin tespit edilemediği* sonucuna da varılmaktadır. Diğer bir deyişle, değişkenlikteki artış ortalama büyüme düşürmekte fakat bu süreçte pozitif şokların veya negatif şokların değişkenlik üzerinde birbirinden ayırışan bir etkisi bulunmamaktadır.

#### 4.2.3. *bgsyhp* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

Tablo 16, reel GSYH büyüme oranını gösteren *bgsyhp* serisi için korelogram bilgilerini içermektedir. *bgsyhp* serisinin, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonundan (PAC) elde edilen ilk izlenim, serinin ARMA(1,2) modeline uygun bir yapıda olduğudur.

**Tablo 16: *bgsyhp* Serisinin Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.702	0.702	47.803	0.000
		2	0.451	-0.082	67.744	0.000
		3	0.187	-0.194	71.205	0.000
		4	-0.068	-0.205	71.663	0.000
		5	-0.084	0.241	72.377	0.000
		6	-0.092	-0.026	73.238	0.000
		7	-0.056	-0.032	73.566	0.000
		8	-0.045	-0.119	73.780	0.000
		9	-0.048	0.058	74.021	0.000
		10	-0.102	-0.132	75.128	0.000
		11	-0.148	-0.035	77.504	0.000
		12	-0.164	-0.039	80.451	0.000

**Tablo 17: *bgsyhp* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Prob (F-statistic)
MA(3)	0.569704	4.644476	4.752701	525.7298	-214.2904	0.000000

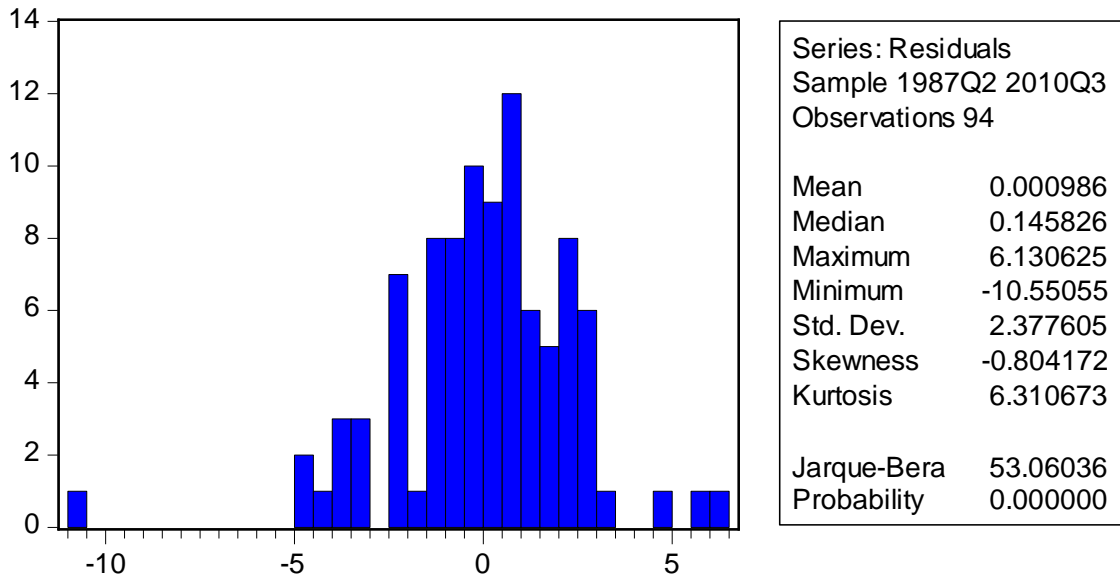
Model çözümlerinde en düşük AIC ve SIC değerlerine sahip MA(3) modeli en uygun ortalama modeli olarak seçilmiştir.

**Tablo 18: MA(3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.083376	0.772774
6	1.604482	0.952255
12	5.302372	0.947110

MA(3) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 18’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

**Grafik 26: MA(3) Modeli Hata Terimleri İstatistiksel Özellikleri**



Bununla birlikte, modelden elde edilen hata terimlerine bakıldığında (bkz. Grafik 26) dağılımın negatif uçunda bir sapan değer varlığı dikkati çekmektedir. Kurulan MA(3) modelini olumsuz etkileyen bir sapan değer olup olmadığı bakılması gereken bir olgudur.

**Tablo 19: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.792797	0.373256
2	0.785052	0.675349
6	2.664494	0.849623

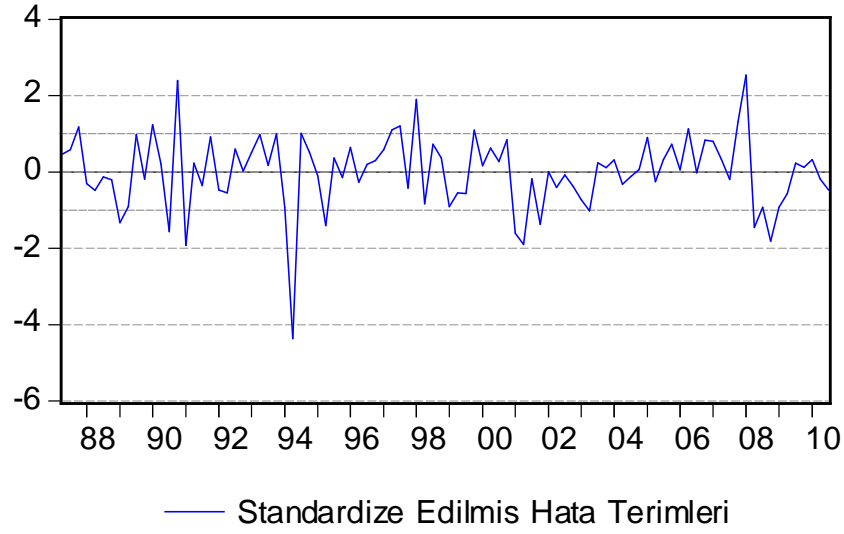
Tablo 19, *bgsyhp* için seçilen en uygun model olan MA(3) için çeşitli gecikmelerde ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablo'dan görüldüğü üzere, *bgsyhp* için ARCH etkisi tespit edilememiştir.

#### 4.2.4. *bgsyhp* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi (Kukla Değişkenli)

Kurulan MA(3) modelinin hata terimleri dağılımının negatif uçunda bir sapan değer varlığının dikkati çekmesi ve sapan değerlerin varlığının ARCH etkisini gizleyebiliyor olması gerçeği, *bgsyhp* serisinde herhangi bir sapan gözlem etkisinin bulunup bulunmadığının incelenmesini gerekli kılmıştır. *bgsyhp* serisinin tanımlayıcı istatistiklerinden hatırlanacağı üzere, 1994Q2'de % -10.57 ile minimum büyüme oranına sahiptir. Ayrıca MA(3) modeli bu sapan değer etkisini yakalayamamaktadır.

Tahmin edilen ortalama denklemi olan MA(3)'ün standardize edilmiş hata terimlerine bakıldığında ise, 1994Q2'e ait standardize edilmiş hata teriminin ortalamanın 4 standart sapma uzağında bulunduğu görülmektedir (bkz. Grafik 27).

**Grafik 27: Standardize Edilmiş Hata Terimleri**



**Tablo 20: Chow Kırılma Testi Sonuçları**

Chow Breakpoint Test: 1994Q2

F-statistic	10.69163	Prob. F(4,86)	0.000000
Log likelihood ratio	37.94344	Prob. Chi-Square(4)	0.000000

Chow Breakpoint Test: 1999Q3

F-statistic	1.314271	Prob. F(4,86)	0.271137
Log likelihood ratio	5.577340	Prob. Chi-Square(4)	0.233014

Chow Breakpoint Test: 2001Q3

F-statistic	0.258028	Prob. F(4,86)	0.904008
Log likelihood ratio	1.121413	Prob. Chi-Square(4)	0.890860

Yapılan analiz, 1994Q2 için bir kukla değişken gereksinimini göstermekle birlikte, Chow kırılma testi aracılığıyla modelde yapısal değişiklik bulunup bulunmadığı araştırılmıştır. Türkiye'nin kriz dönemlerine ait gerçekleşen en düşük büyüme oranlarının modelde yapısal bir değişime neden olmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi sadece 1994Q2'de reddedilmiş; 1999Q3 ve 2001Q3 tarihleri için modelde herhangi bir yapısal kırılma tespit edilememiştir. Bu nedenle çalışmada *bgsyhp* değişkenine 1994Q2'nin etkisini yakalamak için bir kukla değişken atanmış ve dummy olarak isimlendirilmiştir.

#### 4.2.4.1. Model Seçimi

Model seçiminde ARMA(2,3)'ün AIC ve SIC değerini minimum kıldığı ve diğer kriterlerde de en iyi değerlere sahip olduğu görülmüştür. Bu nedenle ARMA(2,3) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

**Tablo 21: *bgsyhp* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
ARMA(2,3)	0.687993	4.408895	4.600771	380.1755	-195.8092	0.000000

**Tablo 22: ARMA(2,3) Modeli Parametre Tahminleri**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.419689	0.770964	0.544369	0.5876
DUMMY	-7.460866	1.483370	-5.029673	0.0000
AR(1)	-0.321832	0.129321	-2.488630	0.0148
AR(2)	0.283388	0.128408	2.206931	0.0300
MA(1)	1.145908	0.093173	12.29877	0.0000
MA(2)	0.823337	0.137040	6.008004	0.0000
MA(3)	0.673539	0.089590	7.517979	0.0000

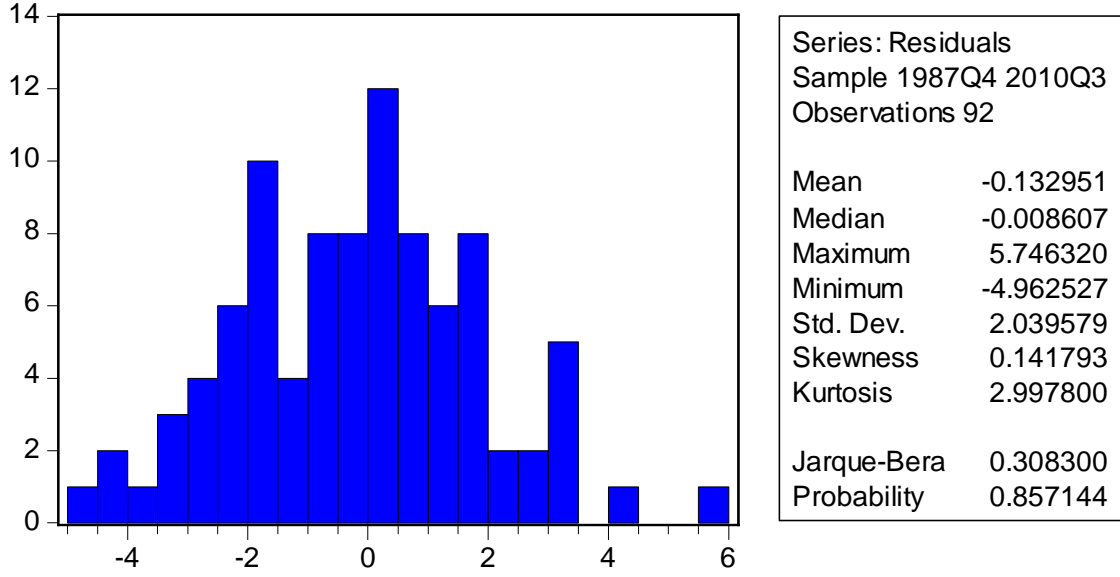
**Tablo 23: ARMA(2,3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	1.166340	0.280155
6	3.215535	0.781349
12	5.201805	0.950896

Tablo 23'de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testine göre, ARMA(2,3) modelinin hata terimleri arasında serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki H<sub>0</sub> hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.



## Grafik 28: Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri



Ayrıca kukla değişken kullanılmadan önce MA(3) modelinden elde edilen hata terimleri normal dağılmazken; kuklalı ARMA(2,3) modelinde hata terimleri normal dağılmaktadır (bkz. Grafik 28).

### 4.2.4.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Tablo 24: ARCH LM Testi Sonuçları

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	18.51529	0.000017
6	21.06998	0.001782
12	29.62903	0.003175

Hatırlanacağı üzere, *bgsyhp* serisinde ARCH etkisi tesbit edilememiştir. Kukla değişkenin kullanıldığı *bgsyhp* serisinde ise; tabloda belirtilen tüm gecikme seviyelerinde % 1’de anlamlı güçlü bir ARCH etkisi tespit edilmiştir.

#### 4.2.4.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Tahmin edilen ortalama denklemi için en uygun varyans denkleminin ARCH(1) olduğu tespit edilmiş ve Tablo 25’de, ARMA(2,3)-ARCH(1) modelinin tahmin sonuçları sunulmuştur.

**Tablo 25 : ARMA(2,3)-ARCH(1) Model Parametreleri**

	Katsayı	Snd. Hata	z-istatistiği	Olasılık
C	0.680424	0.743253	0.915466	0.3599
DUMMY	-7.204695	0.997826	-7.220396	0.0000
AR(1)	-0.101960	0.124109	-0.821532	0.4113
AR(2)	0.188747	0.127042	1.485704	0.1374
MA(1)	0.946541	0.094535	10.01256	0.0000
MA(2)	0.820495	0.068781	11.92912	0.0000
MA(3)	0.620024	0.061868	10.02165	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.975595	0.394040	5.013692	0.0000
RESID(-1)^2	0.559436	0.160941	3.476038	0.0005

**Tablo 26: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

Gecikme	Ljung-Box Q-Stat	Olasılık
1	0.0177	
2	0.5008	
3	0.8679	
4	0.8745	
5	0.8884	
6	0.8968	0.344
7	1.7705	0.413
8	1.7727	0.621
9	1.8583	0.762
10	3.3311	0.649
11	4.1471	0.657
12	4.3109	0.743

Tablo 26, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test

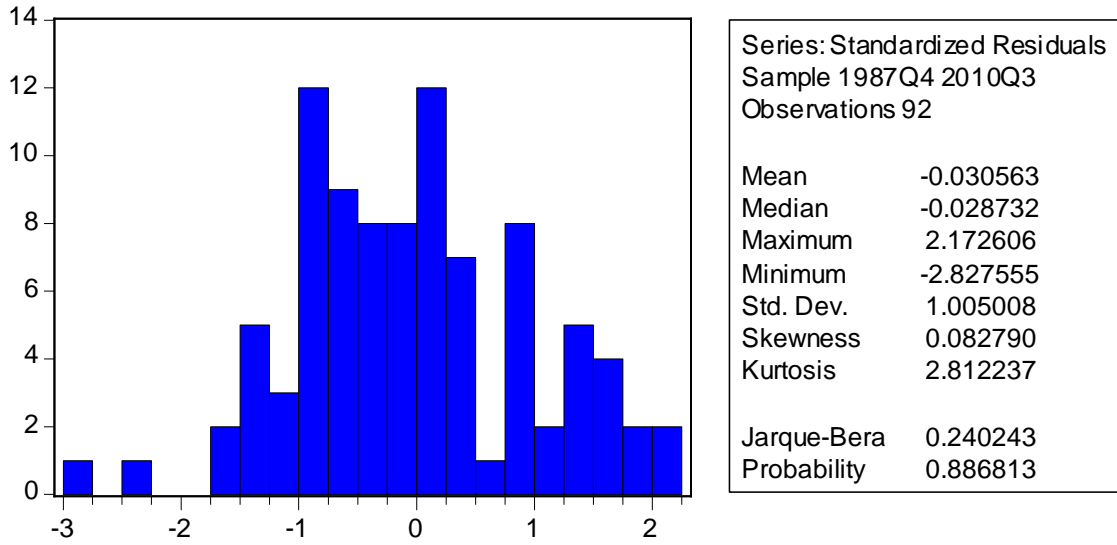
etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi bütün gecikmelerde red edilememektedir.

**Tablo 27: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.447210	0.503663
6	1.675551	0.946993
12	8.002159	0.784962

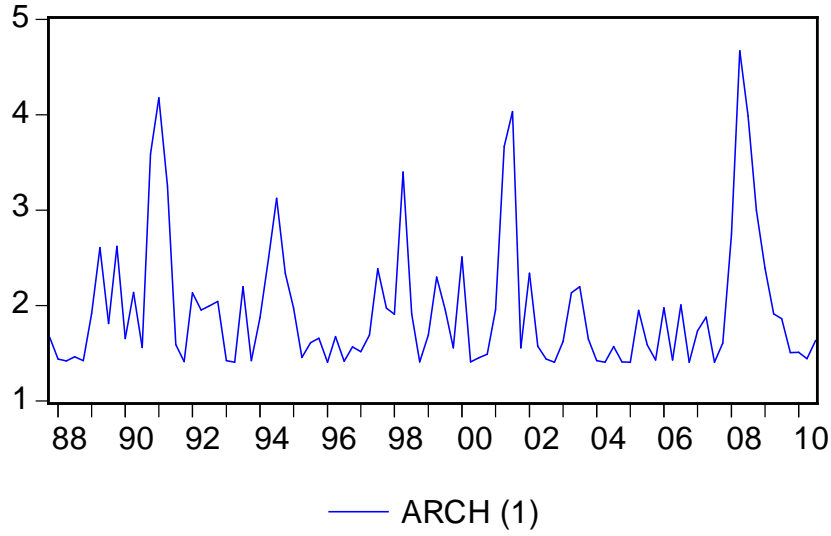
Varyans denklemi doğru bir şekilde tanımlandığında, standardize edilmiş hata terimlerinde ARCH etkisinin bulunmaması gerekir. Tablo 27, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

**Grafik 29: Standardize Edilmiş Hata Terimleri Tanımsal İstatistikleri**



Ayrıca modelden elde edilen standardize edilmiş hata terimleri, normal dağılmaktadır (Bkz. Grafik 29). Grafik 30, ARMA(2,3)-ARCH(1) modelinden elde edilen koşullu değişen standart sapmayı göstermektedir.

**Grafik 30: ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma**



#### 4.2.4.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Görülebileceği üzere hem TARARCH hem EGARCH modelinde, varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı negatif fakat istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

**Tablo 28 : ARMA(2,3)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.724894	0.768256	0.943558	0.3454
DUMMY	-7.202173	1.001070	-7.194475	0.0000
AR(1)	-0.101378	0.124517	-0.814174	0.4155
AR(2)	0.185159	0.127303	1.454479	0.1458
MA(1)	0.947966	0.094836	9.995869	0.0000
MA(2)	0.827323	0.069069	11.97820	0.0000
MA(3)	0.620318	0.062633	9.903999	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.946802	0.383438	5.077232	0.0000
RESID(-1)^2	0.614684	0.294276	2.088800	0.0367
<u>RESID(-1)^2*(RESID(-1)&lt;0)</u>	<u>-0.074912</u>	<u>0.336637</u>	<u>-0.222532</u>	<u>0.8239</u>

**Tablo 29: ARMA(2,3)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.574200	0.569014	1.009114	0.3129
DUMMY	-7.087793	1.109158	-6.390249	0.0000
AR(1)	-0.033101	0.140642	-0.235359	0.8139
AR(2)	0.120444	0.124379	0.968360	0.3329
MA(1)	0.888696	0.120579	7.370238	0.0000
MA(2)	0.806526	0.062868	12.82896	0.0000
MA(3)	0.567140	0.067855	8.358163	0.0000
Varyans Denklemi				
C	-0.067234	0.240226	-0.279879	0.7796
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.937876	0.202149	4.639532	0.0000
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	<u>-0.010960</u>	<u>0.123361</u>	<u>-0.088845</u>	<u>0.9292</u>
LOG(GARCH(-1))	0.444375	0.162605	2.732853	0.0063

#### 4.2.4.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 30'dan görüldüğü üzere, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı negatif ve %1'de anlamlıdır. Değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkiyi incelerken, elde edilen bu sonuçlar, Türkiye'de değişkenlikle büyüme arasında negatif bir ilişkinin varlığını ortaya koymaktadır<sup>15</sup>. Asimetrik etkiyi de dikkate alan, TARARCH ve EGARCH modellerinde asimetrik etki ( $\gamma$ ) beklendiği gibi istatistiksel olarak anlamsızdır.

**Tablo 30: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*bgsyhp*, kuklalı)**

ARMA(2,3)-	ARCH(1)-M	TARARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,2,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.066173 <sub>a</sub>	-0.063424 <sub>a</sub>	-0.058902 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.389756	-0.033347
$\sigma_t$	-0.507758 <sub>a</sub>	-0.504960 <sub>a</sub>	-0.446738 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.046782	-0.067659
$\log(\sigma_t^2)$	-0.839492 <sub>a</sub>	-0.849858 <sub>a</sub>	-0.873347 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	0.133761	-0.094877

Reel GSYH serisinden elde edilen her iki büyüme serisi (*bgsyh*, *bgsyhp*) için çözümlenen toplam 18 modelin hepsinde değişkenlik katsayısının %1 güven düzeyinde

<sup>15</sup> ARMA(2,3) modeli yerine SIC değerini minimum kılan MA(3) modeli ile de çözümleme yapılmış ve aynı sonuçlara ulaşılmıştır.

negatif elde edilmiş olması ve asimetrik etkinin incelendiği 12 modelin hepsinde asimetrik etki katsayısının anlamsız elde edilmiş olması; inceleme dönemi içerisinde Türkiye ekonomisinde değişkenliğin büyümeyi negatif etkilediği ve asimetrik etkinin bulunmadığı yönünde sağlam bir değerlendirme sunmaktadır.

### 4.3. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sanayi Üretimi Aracılığıyla İncelenmesi

#### 4.3.1. *bsue* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

Tablo 31, sanayi üretim endeksi büyüme oranını gösteren *bsue* serisi için korelogram bilgilerini içermektedir. *bsue* serisinin, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonundan (PAC) elde edilen ilk izlenim serinin ARMA(2,2) modeline uygun bir yapıda olduğudur. Bununla birlikte, sadece ACF ve PAC değerlerine dayanarak model belirlenmemiş; Tablo 32'deki model değerlendirme kriterleri de dikkate alınmıştır. ACF ve PAC fonksiyonlarının yönlendirmesinde, en çok 3 gecikmeye kadar alternatif modeller kurularak değerlendirmeye alınmıştır.

**Tablo 31: *bsue* Serisinin Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.556	-0.556	92.592	0.000
		2 0.194	-0.166	103.93	0.000
		3 0.012	0.068	103.98	0.000
		4 -0.132	-0.094	109.28	0.000
		5 0.053	-0.125	110.13	0.000
		6 0.065	0.070	111.42	0.000
		7 -0.043	0.092	111.99	0.000
		8 -0.043	-0.090	112.56	0.000
		9 0.162	0.114	120.65	0.000
		10 -0.192	-0.002	132.06	0.000
		11 0.027	-0.163	132.29	0.000
		12 0.162	0.120	140.44	0.000

ARMA(2,3) modelinin; en düşük SSE, AIC ve SIC değerlerine sahip ve en yüksek  $R^2$  ve OLB değerlerine de sahip olduğu görüldüğünden, *bsue* serisi için ortalama modeli olarak seçilmiştir.

**Tablo 32: *bsue* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
<b>ARMA(2,3)</b>	0.380534	5.749865	5.824854	5209.741	-842.1051	0.000000

**Tablo 33: Seçilen ARMA(2,3) Modeli Parametre Tahminleri**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.382908	0.131970	2.901477	0.0040
AR(1)	-1.053587	0.036043	-29.23101	0.0000
AR(2)	-0.909563	0.030512	-29.80980	0.0000
MA(1)	0.468875	0.070107	6.687962	0.0000
MA(2)	0.499520	0.058733	8.504863	0.0000
MA(3)	-0.385385	0.070462	-5.469366	0.0000

**Tablo 34: ARMA(2,3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	1.854407	0.173272
6	8.728346	0.189442
12	18.14651	0.111314

ARMA(2,3) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 34’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

**Tablo 35: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.036470	0.848547
6	6.371963	0.382837
12	11.82047	0.460204

Tablo 35, *bsue* için seçilen en uygun model olan ARMA(2,3) için çeşitli gecikmelerde ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablo’dan görüldüğü üzere *bsuehp*

için ARCH etkisi tespit edilememiştir. Modelde kukla değişken kullanımı da, sonucu değiştirmemiştir.

Çalışmada ayrıca *imalat sanayi* için ve üçer aylık 1980Q1-2006Q4 dönemlerini kapsayan *toplam ve özel sanayi üretim endeksleri* için de, ARCH etkisinin varlığı araştırılmış ve ARCH etkisi tespit edilememiştir.

#### 4.3.2. *bsuehp* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

Tablo 36, sanayi üretim endeksi büyüme oranını gösteren *bsuehp* serisi için korelogram bilgilerini içermektedir. *bsuehp* serisinin, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonundan (PAC) elde edilen ilk izlenim serinin ARMA(2,3) modeline uygun bir yapıda olabileceğidir. Bununla birlikte, korelogramın taşıdığı bilgiler dikkate alınarak 6 gecikmeye kadar model çözümlenmeleri yapılmıştır.

**Tablo 36: *bsuehp* Serisinin Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.435	0.435	56.832	0.000
		2	0.508	0.393	134.72	0.000
		3	0.366	0.089	175.28	0.000
		4	0.217	-0.137	189.54	0.000
		5	0.222	0.021	204.54	0.000
		6	0.172	0.074	213.57	0.000
		7	0.052	-0.117	214.40	0.000
		8	-0.017	-0.165	214.49	0.000
		9	-0.031	0.012	214.79	0.000
		10	-0.224	-0.195	230.32	0.000
		11	-0.200	-0.115	242.77	0.000
		12	-0.192	0.074	254.28	0.000

ARMA(3,5) modelinin tüm kriterlerde *bsuehp* için en uygun model olduğunu görülmüştür (bkz. Tablo 37).

**Tablo 37: *bsuehp* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Prob (F-statistic)
ARMA(3,5)	0.425907	5.576946	5.689430	4294.231	-813.5996	0.000000



**Tablo 38: ARMA(3,5) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	1.830875	0.176024
6	5.332218	0.501963
12	24.35095	0.058216

ARMA(3,5) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 38’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, hiçbir gecikmede %5 anlamlılık seviyesinde serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir.

Aşağıdaki tablo, *bsuehp* için seçilen en uygun model olan ARMA(3,5) için çeşitli gecikmelerde ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablo’dan görüldüğü üzere *bsuehp* için ARCH etkisi tespit edilememiştir. *bsuehp* serisi için, uygun olabilecek farklı AR, MA ve ARMA modelleri ile de ARCH etkisi araştırılmış fakat bulunamamıştır. Ayrıca, kukla değişkenli modelde de ARCH etkisi tespit edilememiştir.

**Tablo 39: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.455962	0.499517
2	2.360556	0.307193
6	5.129426	0.527324
12	9.124000	0.692304

H-P filtresine göre büyüme oranları hesaplanan *imalat sanayi* için ve üçer aylık 1980Q1-2006Q4 dönemlerini kapsayan *toplam ve özel sanayi üretim endeksleri* için de, ARCH etkisi varlığı araştırılmış ve ARCH etkisi tespit edilememiştir.




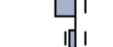













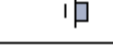



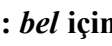


#### 4.4. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Net Elektrik Tüketimi Aracılığıyla İncelenmesi

##### 4.4.1. *bel* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

###### 4.4.1.1. Model Seçimi

Tablo 40, net elektrik tüketimi büyüme oranını gösteren *bel* serisi için korelogram bilgilerini içermektedir. *bel* serisinin, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonundan (PAC) elde edilen ilk izlenim serinin ARMA(2,2) modeline uygun bir yapıda olduğudur. Bununla birlikte, sadece ACF ve PAC değerlerine dayanarak model belirlenmemiş; model değerlendirme kriterleri de dikkate alınmıştır. ACF ve PAC fonksiyonlarının yönlendirmesinde, en çok 2 gecikmeye kadar alternatif modeller kurularak değerlendirmeye alınmıştır.

**Tablo 40: *bel* Serisinin Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.549	-0.549	175.39	0.000
		2 0.186	-0.165	195.56	0.000
		3 -0.062	-0.050	197.84	0.000
		4 -0.026	-0.085	198.25	0.000
		5 0.049	-0.013	199.67	0.000
		6 -0.073	-0.063	202.77	0.000
		7 0.072	0.001	205.79	0.000
		8 -0.026	0.025	206.17	0.000
		9 0.053	0.081	207.84	0.000
		10 -0.007	0.084	207.87	0.000
		11 -0.064	-0.039	210.27	0.000
		12 0.139	0.114	221.74	0.000

**Tablo 41: *bel* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
AR(2)	0.319488	4.761043	4.783701	3907.331	-1370.561	0.000000

Tablo 41'den da görüleceği üzere, en düşük AIC, SIC, SSE değerlerine sahip olan AR(2) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

**Tablo 42: AR(2) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.909622	0.340215
6	7.009089	0.320007
12	15.71734	0.204528

AR(2) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 42’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

#### 4.4.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Aşağıdaki tablo, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır.

**Tablo 43: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	11.10165	0.000863
6	15.62610	0.015908
12	22.86446	0.028899

Tablo 43’den görüldüğü üzere, güçlü bir ARCH etkisi söz konusudur. ARCH etkisi bir gecikmeli model için %1’de, altı ve on iki gecikmeli model için ise % 5’de anlamlıdır.

#### 4.4.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Net elektrik büyümesi serisine uygun model olarak AR(2) seçildikten ve bu modele ait hata terimlerinde ARCH etkisi tespit edildikten sonra, koşullu değişen varyans en uygun GARCH modeli seçilmek suretiyle elde edilebilir.

**Tablo 44: Koşullu Değişen Varyans Modelleri Tahmin Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
<b>ARCH(1)</b>	0.318958	4.708282	4.746045	3910.375	-1353.339	0.000000
ARCH(2)	0.319355	4.708439	4.753755	3908.095	-1352.385	0.000000
GARCH(1,1)	0.319321	4.708511	4.753827	3908.291	-1352.406	0.000000
GARCH(1,2)	0.319357	4.701749	4.754618	3908.082	-1349.455	0.000000
GARCH(2,1)	0.319351	4.711848	4.764716	3908.119	-1352.368	0.000000
GARCH(2,2)	0.318683	4.706609	4.767030	3911.952	-1349.857	0.000000

Tablo 44 incelendiğinde en uygun modelin GARCH(1,2) olduğu görülmektedir. Seçilen AR(2)-GARCH(1,2) modeli tahmin edildiğinde, GARCH modelinin uyması gereken katsayıların negatif olmama kısıtına uymadığı görülmüştür. Bu nedenle öncelikle AIC değerini minimum kılan GARCH(2,2) modeli denenmiş fakat aynı sorun bu modelde de görülmüştür. Bunun üzerine SIC değerini minimum kılan ARCH(1) modeli denenmiş ve modelin kısıtlara uyduğu görülmüştür. Tablo 45, AR(2)- ARCH(1) modelinin tahmin sonuçlarını sunmaktadır.

**Tablo 45: AR(2)-ARCH(1) Model Parametreleri**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.734990	0.061627	11.92645	0.0000
AR(1)	-0.618841	0.052735	-11.73493	0.0000
AR(2)	-0.167691	0.040474	-4.143167	0.0000
Varyans Denklemi				
C	4.775122	0.551036	8.665716	0.0000
RESID(-1)^2	0.344508	0.080468	4.281277	0.0000

Tablo 46, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki H<sub>0</sub> hipotezi bütün gecikmelerde ret edilememektedir. Diğer bir deyişle modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

**Tablo 46: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

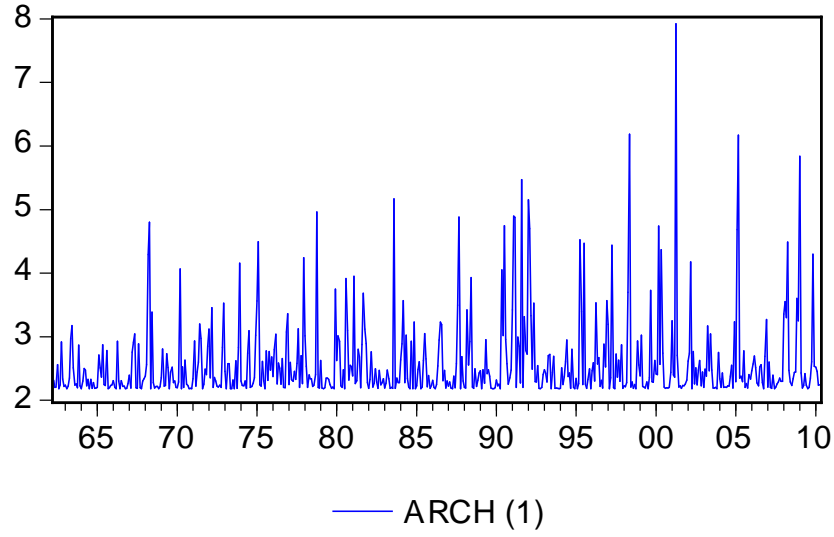
Gecikme	Ljung-Box Q-İstatistiği	Olasılık
1	0.5330	
2	1.0131	
3	3.1769	0.075
4	3.7192	0.156
5	3.8535	0.278
6	4.7682	0.312
7	6.7160	0.243
8	8.2036	0.224
9	12.176	0.095
10	12.348	0.136
11	12.454	0.189
12	12.974	0.225

Varyans denklemi doğru bir şekilde tanımlandığında, standardize edilmiş hata terimlerinde ARCH etkisinin bulunmaması gerekir. Tablo 47, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

**Tablo 47: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.440628	0.506820
6	4.755572	0.575523
12	10.29974	0.589683

**Grafik 31: ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma**



Grafik 31’de, ARCH(1) varyans denkleminde elde edilen koşullu değişen standart sapma serisi görülmektedir.

#### 4.4.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Büyüme üzerindeki asimetri etkisinin araştırılması amacıyla TARCH ve EGARCH modellerine başvurulmuştur. Tablo 48’de AR(2)-TARCH(1,0,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 48: AR(2)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.737740	0.060137	12.26775	0.0000
AR(1)	-0.619522	0.053048	-11.67858	0.0000
AR(2)	-0.166825	0.040482	-4.120934	0.0000
Varyans Denklemi				
C	4.774920	0.546761	8.733101	0.0000
RESID(-1)^2	0.358926	0.116195	3.089012	0.0020
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	-0.028200	0.153356	-0.183884	0.8541

Tablo 49’da ise, AR(2)-EGARCH(1,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı bu modelde de istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 49: AR(2)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.732450	0.057425	12.75494	0.0000
AR(1)	-0.606968	0.048573	-12.49600	0.0000
AR(2)	-0.154281	0.040056	-3.851681	0.0001
Varyans Denklemi				
C	0.707715	0.333936	2.119313	0.0341
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.504568	0.098266	5.134701	0.0000
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	0.042665	0.066538	0.641215	0.5214
LOG(GARCH(-1))	0.414226	0.177103	2.338896	0.0193

#### 4.4.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 50’den görüldüğü üzere, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Asimetrik etkiyi de dikkate alan, TARARCH ve EGARCH modellerinde asimetrik etki ( $\gamma$ ) beklendiği gibi istatistiksel olarak anlamsızdır.

**Tablo 50: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*bel*)**

AR(2)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	
$\sigma_t^2$	0.001323	0.001869	0.001925	
$\gamma$	-	-0.029575	0.043117	
$\sigma_t$	-0.032216	-0.029581	-0.044877	
$\gamma$	-	-0.025675	0.041813	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.140600	-0.137467	-0.136833	
$\gamma$	-	-0.021362	0.040115	
AR(2)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	[A]
$\sigma_t^2$	-0.007483	-0.009083	-0.016293	
$\gamma$	-	0.080935	-0.006839	
$\sigma_t$	-0.091052	-0.100071	-0.128260	
$\gamma$	-	0.084053	-0.008369	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.189020	-0.204307	-0.207638	
$\gamma$	-	0.087675	-0.010491	

AR(2)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	[B]
$\sigma_t^2$	-0.009919	-0.009541	-0.011271	
$\gamma$	-	-0.015502	0.005656	
$\sigma_t$	-0.152780	-0.152159	-0.134821	
$\gamma$	-	-0.004433	0.001931	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.322221	-0.324041	-0.289768	
$\gamma$	-	0.008135	-0.000625	

*bel* serisi için kukla deęişkenli model çözümlenmeleri [A] standartlaştırılmış büyüme oranlarından +/- 3 standart sapmayı aşan gözlemlere kukla atanması [B] tahmin edilen AR(2) modeli hata terimlerinin standardize edilip, +/- 3 standart sapmayı aşan gözlemlere kukla atanması şeklinde yapılmıştır. Kurulan modellerin hepsinde, deęişkenlik katsayısı her üç formda da negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bulunmuş ve asimetric etki bulunamamıştır<sup>16</sup>.

#### 4.4.2. *belhp* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

























##### 4.4.2.1. Model Seçimi

Tablo 51, net elektrik tüketimi büyüme oranını gösteren *belhp* serisi için korelogram bilgilerini içermektedir. *belhp* serisinin, otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi korelasyon fonksiyonundan (PAC) elde edilen ilk izlenim serinin ARMA(2,3) modeline uygun bir yapıda olabileceğidir. Bununla birlikte, korelogramın taşıdığı bilgiler dikkate alınarak 5 gecikmeye kadar model çözümlenmeleri yapılmış ve AR(3) modeli en düşük AIC ve SIC deęerlerine sahip olduğundan en uygun model olarak seçilmiştir (bkz. Tablo 52).

<sup>16</sup> GARCH (1,1) ile de model çözümlenmeleri yapılmış ve tüm modellerde deęişkenlik katsayısı her üç formda da negatif ve istatistiksel olarak anlamsız bulunmuş ve asimetric etki bulunamamıştır.



**Tablo 51: *belhp* Serisinin Korelogramı**

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.287	0.287	47.851	0.000
		2	0.374	0.318	129.46	0.000
		3	0.207	0.052	154.59	0.000
		4	0.142	-0.031	166.36	0.000
		5	0.124	0.025	175.44	0.000
		6	0.048	-0.029	176.80	0.000
		7	0.080	0.034	180.60	0.000
		8	0.027	-0.008	181.01	0.000
		9	0.018	-0.022	181.21	0.000
		10	-0.058	-0.087	183.19	0.000
		11	-0.114	-0.110	190.91	0.000
		12	-0.070	0.011	193.81	0.000

**Tablo 52: *belhp* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
<b>AR(3)</b>	<u>0.181399</u>	<u>4.593614</u>	<u>4.623825</u>	<u>3293.529</u>	<u>-1321.258</u>	<u>0.000000</u>

**Tablo 53: AR(3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.042211	0.837219
6	1.807027	0.936563
12	10.70664	0.554213

AR(3) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 53’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi hiçbir gecikmede reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

#### 4.4.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Aşağıdaki tablo, *belhp* için seçilen en uygun model olan AR(3) için çeşitli gecikmelerde ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablo’dan görüldüğü üzere *belhp* serisinde güçlü bir ARCH etkisi bulunmaktadır.

**Tablo 54: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	14.31617	0.000155
2	15.12907	0.000519
6	17.51858	0.007555
12	23.92334	0.020835

#### 4.4.2.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Net elektrik büyümesi serisine uygun model olarak AR(3) seçildikten ve bu modele ait hata terimlerinde ARCH etkisi tespit edildikten sonra, koşullu değişen varyans en uygun GARCH modeli seçilmek suretiyle elde edilebilir.

**Tablo 55: Koşullu Değişen Varyans Modelleri Tahmin Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
ARCH(1)	0.179796	4.530233	4.575548	3299.978	-1300.972	0.000000
<u>ARCH(2)</u>	<u>0.180259</u>	<u>4.523155</u>	<u>4.576023</u>	<u>3298.117</u>	<u>-1297.930</u>	<u>0.000000</u>
GARCH(1,1)	0.180333	4.524654	4.577522	3297.820	-1298.363	0.000000

Tablo 55 incelendiğinde en uygun modelin ARCH(2) olduğu görülmektedir. ARCH(2) modeli en düşük AIC değerine sahiptir ve tercih edilebilecek olan diğer ARCH(1) modeline göre daha yüksek R<sup>2</sup>, OLB ve daha düşük SSE değerlerine sahiptir. Ayrıca GARCH(1,2), GARCH(2,1), GARCH(2,2) modellerinin GARCH modelinin uyması gereken katsayıların negatif olmama kısıdına uymadığı görülmüştür. Bu nedenle raporlanmamışlardır. Tablo 56, AR(3)-ARCH(2) modelinin tahmin sonuçlarını sunmaktadır.

**Tablo 56: AR(3)-ARCH(2) Model Parametreleri**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.090973	0.211186	0.430773	0.6666
AR(1)	0.214646	0.052192	4.112606	0.0000
AR(2)	0.301591	0.039787	7.580190	0.0000
AR(3)	0.058626	0.036970	1.585762	0.1128
Varyans Denklemi				
C	3.348150	0.403464	8.298502	0.0000
RESID(-1)^2	0.399934	0.093744	4.266259	0.0000
RESID(-2)^2	0.094924	0.048706	1.948919	0.0513

Tablo 57, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi bütün gecikmelerde ret edilememektedir.

**Tablo 57: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

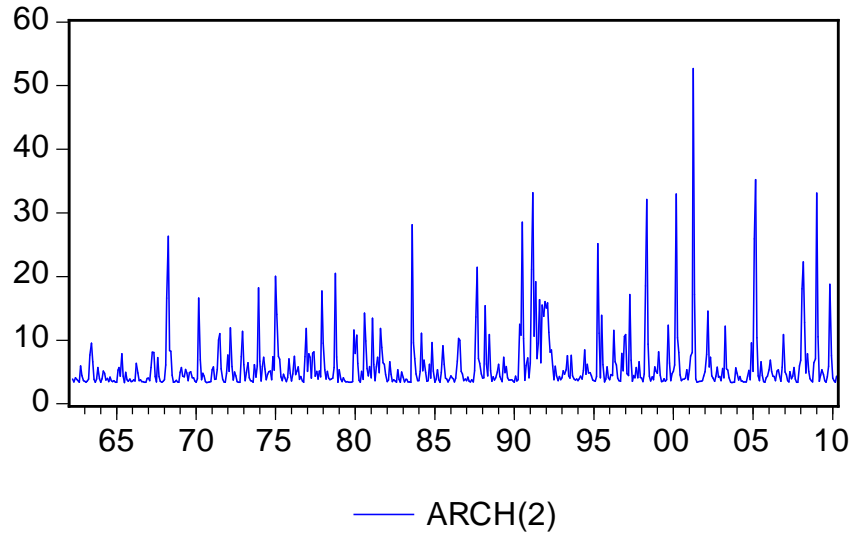
Gecikme	Ljung-Box Q-İstatistiği	Olasılık
1	0.1714	
2	0.4114	
3	0.4435	
4	0.6509	0.420
5	0.8974	0.638
6	1.7535	0.625
7	2.0343	0.729
8	2.3276	0.802
9	4.4443	0.617
10	4.4599	0.726
11	6.6713	0.572
12	6.8050	0.657

Varyans denklemi doğru bir şekilde tanımlandığında, standardize edilmiş hata terimlerinde ARCH etkisinin bulunmaması gerekir. Tablo 58, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

**Tablo 58: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.612696	0.433774
6	9.639169	0.140693
12	13.57621	0.328585

**Grafik 32: ARCH(2)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Varyans**



Grafik'te ARCH(2) varyans denkleminde elde edilen koşullu değişen varyans serisi görülmektedir.

#### 4.4.2.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Büyüme üzerindeki asimetri etkisinin araştırılması amacıyla TARARCH ve EGARCH modellerine başvurulmuştur. Tablo 59'de AR(3)-TARARCH(2,0,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 59: AR(3)-TARCH(2,0,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.148379	0.207456	0.715232	0.4745
AR(1)	0.215791	0.051973	4.152000	0.0000
AR(2)	0.304008	0.039872	7.624578	0.0000
AR(3)	0.054366	0.037400	1.453622	0.1461

Varyans Denklemi				
C	3.363024	0.407448	8.253870	0.0000
RESID(-1)^2	0.479338	0.158534	3.023566	0.0025
<u>RESID(-1)^2*(RESID(-1)&lt;0)</u>	<u>-0.160536</u>	<u>0.184171</u>	<u>-0.871665</u>	<u>0.3834</u>
RESID(-2)^2	0.093119	0.048457	1.921684	0.0546

Tablo 60'da ise, AR(3)-EGARCH(2,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı bu modelde de istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 60: AR(3)-EGARCH(2,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.170475	0.197243	0.864291	0.3874
AR(1)	0.234803	0.048987	4.793188	0.0000
AR(2)	0.292022	0.038587	7.567831	0.0000
AR(3)	0.044444	0.035884	1.238535	0.2155

Varyans Denklemi				
C	0.699585	0.478199	1.462956	0.1435
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.572010	0.095141	6.012212	0.0000
ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2)))	0.208032	0.205025	1.014666	0.3103
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	0.057100	0.066789	0.854924	0.3926
LOG(GARCH(-1))	0.227245	0.331871	0.684739	0.4935

#### 4.4.2.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 61'den görüldüğü üzere, değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı negatiftir. Değişkenlik ortalama denklemine koşullu değişen varyans olarak katıldığında istatistiksel olarak anlamlı % 5'de; koşullu standart sapma olarak ortalama denklemine katıldığında % 1'de ve koşullu varyansın logaritmik hali biçiminde kullanıldığında da %1'de anlamlı bir negatif ilişkinin varlığı görülmektedir. Beklendiği gibi asimetrik etki katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır.

**Tablo 61: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*belhp*)**

AR(3)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.066615 <sup>d</sup>	-0.066848 <sup>b</sup>	-0.087696 <sup>b</sup>
$\gamma$	-	-0.126557	0.057206
$\sigma_t$	-0.502354 <sup>a</sup>	-0.492175 <sup>a</sup>	-0.500254 <sup>a</sup>
$\gamma$	-	-0.092707	0.045160
$\log(\sigma_t^2)$	-0.772570 <sup>a</sup>	-0.756758 <sup>a</sup>	-0.662606 <sup>a</sup>
$\gamma$	-	-0.051235	0.031014
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.175040 <sub>a</sub>	-0.176560 <sub>a</sub>	-0.225816 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.136774	0.070413
$\sigma_t$	-0.878531 <sub>a</sub>	-0.891802 <sub>a</sub>	-1.022042 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.121962	0.059617
$\log(\sigma_t^2)$	-1.089674 <sub>a</sub>	-1.090797 <sub>a</sub>	-1.164762 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.102810	0.045784
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.072157 <sub>b</sub>	-0.068894 <sub>b</sub>	-0.093059 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.132299	-0.010710
$\sigma_t$	-0.403519 <sub>b</sub>	-0.368431 <sub>b</sub>	-0.410262 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.150985	-0.022547
$\log(\sigma_t^2)$	-0.517300 <sub>b</sub>	-0.485164 <sub>b</sub>	-0.423241 <sub>c</sub>
$\gamma$	-	0.168279	-0.031831

*belhp* serisi için kukla değişkenli model çözümlenmeleri (A) standartlaştırılmış büyüme oranlarından +/- 3 standart sapmayı aşan gözlemlere kukla atanması (B) tahmin edilen AR(3) modeli hata terimlerinin standardize edilip, +/- 3 aşan gözlemlere kukla atanması şeklinde yapılmıştır. Tablo'dan görüleceği üzere (A) biçiminde atanmış kukla değişkenli modeller için, değişkenliğin her üç formunda da değişkenlikle büyüme

arasındaki ilişki tüm modellerde negatif ve %1’de anlamlıdır. (B) biçiminde atanmış kukla değişkenli modellerde değişkenlik katsayısı logaritmik koşullu varyanslı EGARCH(1,1,1)-M modelinde %10’da diğer tüm modellerde %5’de anlamlıdır ve negatiftir. Ayrıca asimetrik etkinin incelendiği TARARCH(1,0,1)-M ve EGARCH(1,1,1)-M modellerinin hiçbirinde asimetrik etki katsayısı anlamlı değildir.

Elde edilen bu sonuçlar, Türkiye’de değişkenlikle büyüme arasında negatif bir ilişkinin varlığını ortaya koyan reel GSYH büyümesinden elde edilen sonuçlarla uyumakta ve onları güçlendirmektedir. Ayrıca bu sonuç, 1962:01-2010:04 dönemini kapsaması açısından bu alanda aylık bazda Türkiye ekonomisi için elde edilmiş en uzun döneme ait sonuç niteliği taşımaktadır.

#### 4.5. Dönemsel Analiz

##### 4.5.1. 1987-2010 Dönemi

##### 4.5.1.1. *bel* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

##### 4.5.1.1.1. Model Seçimi

*bel* için en uygun model olarak AIC değerini minimum kılan MA(2) modeli seçilmiştir.

**Tablo 62: *bel* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
MA(2)	0.298658	5.000520	5.039565	2374.041	-694.5725	0.000000

**Tablo 63: AR(2) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	1.354212	0.244543
6	3.941255	0.684626
12	12.34842	0.418119

Tablo 63’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi sonuçlarından görüleceği üzere MA(2) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunmamaktadır.

#### 4.5.1.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Aşağıdaki Tablo’da, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunulmaktadır.

**Tablo 64: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	5.991376	0.014376
2	5.942594	0.051237
6	8.149926	0.227324

ARCH etkisi bir gecikmeli model için %1’de, iki gecikmeli modelde %5’de anlamlıdır.

#### 4.5.1.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Ortalama denklemi MA(2)’ye en uygun GARCH modeli olarak seçilen ARCH(2)’nin parametre tahminleri tablodaki gibidir.

**Tablo 65: MA(2)-ARCH(2) Model Parametreleri**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.523274	0.094551	5.534302	0.0000
MA(1)	-0.620727	0.077169	-8.043688	0.0000
MA(2)	0.107549	0.071513	1.503913	0.1326
Varyans Denklemi				
C	3.979500	0.773571	5.144323	0.0000
RESID(-1)^2	0.513620	0.133088	3.859244	0.0001
RESID(-2)^2	0.208802	0.095212	2.193033	0.0283



Tablo 65, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi bütün gecikmelerde ret edilememektedir. Diğer bir deyişle modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

**Tablo 66: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

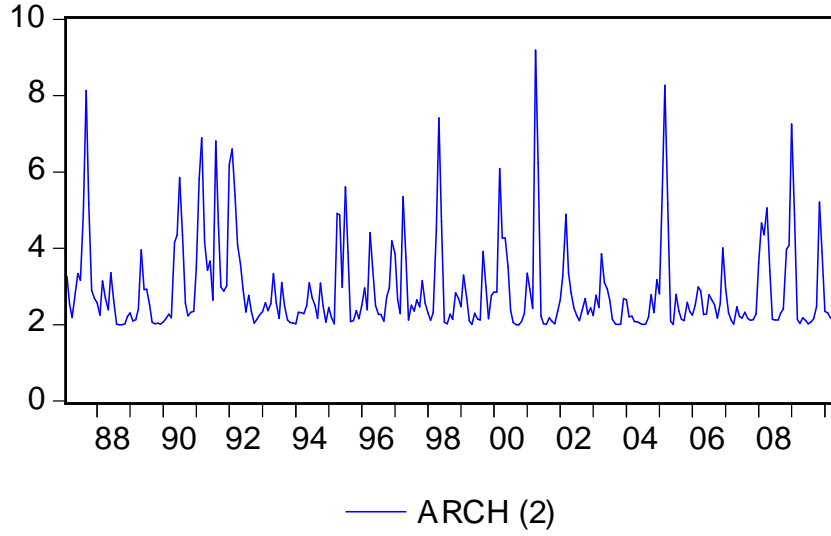
Gecikme	Ljung-Box Q-İstatistiği	Olasılık
1	0.3330	
2	0.3773	
3	0.6169	0.432
4	2.2058	0.332
5	2.2548	0.521
6	3.1542	0.532
7	5.1301	0.400
8	5.1307	0.527
9	8.4995	0.291
10	9.6184	0.293
11	9.6312	0.381
12	9.6367	0.473

Varyans denklemi doğru bir şekilde tanımlandığında, standardize edilmiş hata terimlerinde ARCH etkisinin bulunmaması gerekir. Tablo 67, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

**Tablo 67: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.336728	0.561724
6	3.044228	0.803276
12	5.880487	0.921986

**Grafik 33: ARCH(2)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma**



Grafik 33'de, ARCH(2) varyans denkleminde elde edilen koşullu değişen standart sapma serisi görülmektedir.

#### 4.5.1.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Tablo 68'de MA(2)-TARCH(2,0,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 68: MA(2)-TARCH(2,0,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.501795	0.091918	5.459159	0.0000
MA(1)	-0.604882	0.076702	-7.886125	0.0000
MA(2)	0.092023	0.065245	1.410419	0.1584
Varyans Denklemi				
C	3.751554	0.754196	4.974244	0.0000
RESID(-1)^2	0.423519	0.170901	2.478157	0.0132
<u>RESID(-1)^2*(RESID(-1)&lt;0)</u>	<u>0.197177</u>	<u>0.257521</u>	<u>0.765673</u>	<u>0.4439</u>
RESID(-2)^2	0.267908	0.109912	2.437480	0.0148

Tablo 69’da ise, MA(2)-EGARCH(2,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı bu modelde de istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 69: MA(2)-EGARCH(2,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Olasılık
C	0.493960	0.063571	7.770264	0.0000
MA(1)	-0.627427	0.067265	-9.327680	0.0000
MA(2)	0.091174	0.056008	1.627876	0.1036
Varyans Denklemi				
C	0.402419	0.276059	1.457725	0.1449
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.574365	0.128886	4.456386	0.0000
ABS(RESID(-2)/@SQRT(GARCH(-2)))	0.526415	0.158245	3.326584	0.0009
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	<u>-0.010860</u>	<u>0.086255</u>	<u>-0.125911</u>	<u>0.8998</u>
LOG(GARCH(-1))	0.393759	0.176134	2.235566	0.0254

#### 4.5.1.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 70’den görüldüğü üzere, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Asimetrik etkiyi de dikkate alan, TARCH ve EGARCH modellerinde asimetrik etki ( $\gamma$ ) beklendiği gibi istatistiksel olarak anlamsızdır. Ayrıca kurulan kukla değişkenli modellerde de, aynı sonuca ulaşıldığı görülmüştür. Kurulan modellerin hepsinde, değişkenlik katsayısı her üç formda da istatistiksel olarak anlamsızdır. Kuklalı modellerin birçoğunda asimetrik etki anlamlı olmakla birlikte, değişkenlik katsayısının anlamsız olması bu asimetrinin değişkenlik yoluyla üretim üzerinde bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir.

**Tablo 70: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (bel, 1987:2 - 2010:4)**

MA(2)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.007203	-0.008395	-0.005693
$\gamma$	-	0.241342	-0.015306
$\sigma_t$	-0.096434	-0.115041	-0.035429
$\gamma$	-	0.298365	-0.012097
$\log(\sigma_t^2)$	-0.231907	-0.275678	-0.050187
$\gamma$	-	0.341167	-0.011899
MA(2)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.013033	-0.023049	-0.001869
$\gamma$	-	0.547196 <sub>a</sub>	-0.211831 <sub>a</sub>
$\sigma_t$	-0.046978	-0.087708	0.036252
$\gamma$	-	0.529196 <sub>a</sub>	-0.209671 <sub>a</sub>
$\log(\sigma_t^2)$	0.000147	-0.014008	0.117394
$\gamma$	-	0.507652	-0.208476 <sub>a</sub>
MA(2)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.001281	-0.007525	0.001996
$\gamma$	-	0.418489 <sub>b</sub>	-0.170154 <sub>b</sub>
$\sigma_t$	0.018691	-0.001471	0.047803
$\gamma$	-	0.405924 <sub>b</sub>	-0.169274
$\log(\sigma_t^2)$	0.078427	0.076044	0.101276
$\gamma$	-	0.400772 <sub>b</sub>	-0.168858 <sub>b</sub>

#### 4.5.1.2. belhp Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

##### 4.5.1.2.1. Model Seçimi

En düşük AIC değerini sağladığından ve AR(2) modeline göre daha yüksek  $R^2$  ve daha düşük SSE değerlerine sahip olan ARMA(1,2) modeli seçilmiştir.

**Tablo 71: belhp için Model Seçim Sonuçları**

Model	$R^2$	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
ARMA(1,2)	0.183550	4.843343	4.895404	2014.254	-671.6464	0.000000

**Tablo 72: ARMA(1,2) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.255871	0.612971
6	7.968216	0.240441
12	10.88967	0.538397

ARMA(1,2) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 72’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi hiçbir gecikmede reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

#### 4.5.1.2.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Aşağıdaki tablo, çeşitli gecikmelerde ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablo’dan görüldüğü üzere *belhp* serisinde birinci gecikmede %1, ikinci gecikmede %5’de anlamlı bir ARCH etkisi bulunmaktadır.

**Tablo 73: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	6.828448	0.008972
2	6.841287	0.032691
6	7.968216	0.240441

#### 4.5.1.2.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Tablo 74, en uygun GARCH modeli seçilen GARCH(1,1) için ARMA(1,2)-GARCH(1,1) modelinin tahmin sonuçlarını sunmaktadır.

**Tablo 74: ARMA(1,2)-GARCH(1,1) Model Parametreleri**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.303012	0.361855	0.837385	0.4024
AR(1)	0.786139	0.076841	10.23067	0.0000
MA(1)	-0.535396	0.085261	-6.279480	0.0000
MA(2)	0.089086	0.078990	1.127803	0.2594
Varyans Denklemi				
C	2.817848	0.557696	5.052658	0.0000
RESID(-1)^2	0.734279	0.178177	4.121073	0.0000
GARCH(-1)	0.105915	0.074965	1.412849	0.1577

Tablo 75, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi bütün gecikmelerde ret edilememektedir.

**Tablo 75: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

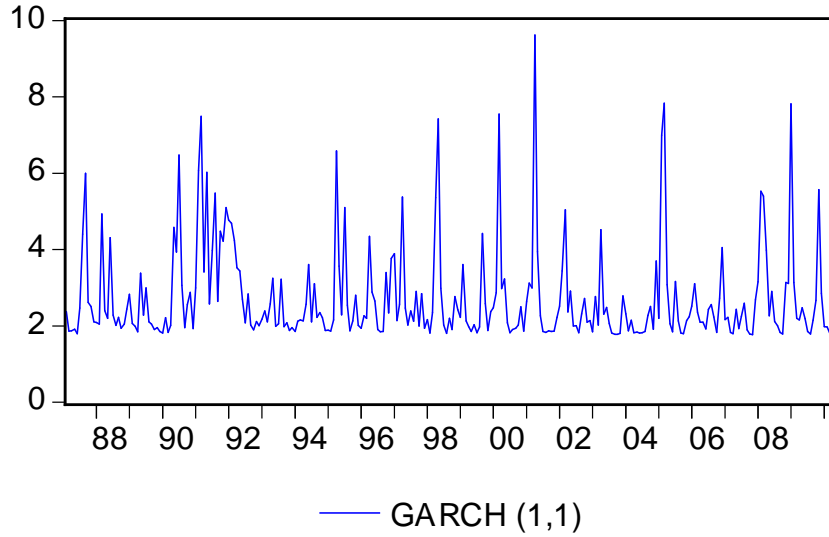
Gecikme	Ljung-Box Q-İstatistiği	Olasılık
1	0.0215	
2	0.5673	
3	0.5787	
4	0.9110	0.340
5	1.3454	0.510
6	1.6466	0.649
7	3.0674	0.547
8	3.0970	0.685
9	4.8606	0.562
10	6.7617	0.454
11	7.3188	0.503
12	7.3994	0.596

Tablo 76, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

**Tablo 76: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	1.299602	0.254286
6	6.806423	0.339121
12	10.15619	0.602260

**Grafik 34 : GARCH(1,1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma**



Grafik'te GARCH(1,1) varyans denkleminde elde edilen koşullu değişen standart sapma serisi görülmektedir.

#### 4.5.1.2.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Büyüme üzerindeki asimetri etkisinin araştırılması amacıyla TARCH ve EGARCH modellerine başvurulmuştur. Tablo 77'de ARMA(1,2)-TARCH(1,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 77: ARMA(1,2)-TARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.232350	0.346409	0.670737	0.5024
AR(1)	0.785135	0.077829	10.08794	0.0000
MA(1)	-0.534409	0.084497	-6.324592	0.0000
MA(2)	0.085394	0.080821	1.056589	0.2907
Varyans Denklemi				
C	2.795760	0.547111	5.110046	0.0000
RESID(-1)^2	0.662138	0.291606	2.270664	0.0232
<u>RESID(-1)^2*(RESID(-1)&lt;0)</u>	<u>0.171089</u>	<u>0.381263</u>	<u>0.448742</u>	<u>0.6536</u>
GARCH(-1)	0.103601	0.074211	1.396038	0.1627

**Tablo 78: ARMA(1,2)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.195185	0.322652	0.604940	0.5452
AR(1)	0.775885	0.071054	10.91966	0.0000
MA(1)	-0.513156	0.083612	-6.137326	0.0000
MA(2)	0.102328	0.068492	1.494015	0.1352
Varyans Denklemi				
C	0.409029	0.286152	1.429410	0.1529
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.803345	0.118309	6.790218	0.0000
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	<u>-0.026750</u>	<u>0.101377</u>	<u>-0.263864</u>	<u>0.7919</u>
LOG(GARCH(-1))	0.455812	0.153326	2.972835	0.0030

Tablo 78’de ise, ARMA(1,2)-EGARCH(1,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı bu modelde de istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

#### 4.5.1.2.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 79’den görüldüğü üzere, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı negatiftir. Değişkenlik ortalama denklemine koşullu değişen varyans olarak katıldığında her üç modelde de istatistiksel olarak anlamsızdır.



**Tablo 79: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (belhp, 1987:01-2010:04)**

ARMA(1,2)-	GARCH(1,1)-M	TARCH(1,1,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.020913	-0.020441	-0.037369
$\gamma$	-	0.162115	-0.007047
$\sigma_t$	-0.323940 <sub>c</sub>	-0.355620 <sub>c</sub>	-0.324905
$\gamma$	-	0.235475	-0.028040
$\log(\sigma_t^2)$	-0.714676 <sub>b</sub>	-0.796253 <sub>a</sub>	-0.583962 <sub>c</sub>
$\gamma$	-	0.373100	-0.047574

Koşullu standart sapma olarak ortalama denklemine katıldığında GARCH(1,1)-M ve TARCH(1,1,1)-M modellerinde % 5’de EGARCH(1,1,1)-M modelinde ise istatistiksel olarak anlamsızdır. Değişkenlik koşullu varyansın logaritmik hali biçiminde kullanıldığında GARCH(1,1)-M’de %5’de, TARCH(1,1,1)-M’de %5’de ve EGARCH(1,1,1)-M’de %10’da anlamlı bir negatif ilişkinin varlığı görülmektedir. Beklendiği gibi asimetrik etki katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır.

Tablo 80, kuklalı model sonuçlarını sunmaktadır. Değişkenlik katsayısının ortalama denkleme koşullu değişen varyans olarak dahil olduğu (A) yöntemiyle atanmış kuklaya sahip tüm modellerde, değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Değişkenlik katsayısının ortalama denkleme koşullu değişen standart sapma olarak dahil olduğu modellerde, sadece TARCH(1,1,1)-M’de %5’de anlamlıdır ve %10’da anlamlı pozitif asimetri etkisine sahiptir. Logaritmik değişen varyanslı modellerde ise, TARCH(1,1,1)-M’de %1’de GARCH(1,1)-M ve EGARCH(1,1,1)-M’de ise %5’de istatistiksel olarak anlamlı ve negatiftir. Ayrıca TARCH modeli için %5’de EGARCH modeli için %10’da anlamlı asimetrik etki tespit edilmiştir. (B) yöntemiyle atanmış kuklaya sahip modellerde, koşullu değişen varyanslı modeller için değişkenlik katsayısı GARCH(1,1)-M ve EGARCH(1,1,1)-M’de %5’de, TARCH(1,1,1)-M’de %10’da anlamlı ve negatiftir. Değişen koşullu standart sapmalı modellerde, ARCH(1,1,1)-M %1’de anlamlıdır. Ayrıca TARCH(1,1,1)-M modelinde %10’da pozitif asimetri tespit edilmiştir. Diğer hiçbir modelde asimetri katsayısı anlamlı değildir.

**Tablo 80 : Değişkenlik ile Büyüme Arasındaki İlişki (*belhp*, kuklalı, 1987-2010)**

ARMA(1,2)-	GARCH(1,1)-M	TARCH(1,1,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	[A]
$\sigma_t^2$	-0.026345	-0.026866	-0.049079	
$\gamma$	-	0.407554	-0.104905	
$\sigma_t$	-0.331811	-0.433080 <sub>b</sub>	-0.370182	
$\gamma$	-	0.482450 <sub>c</sub>	-0.128164	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.691742 <sub>b</sub>	-0.991806 <sub>a</sub>	-0.687460 <sub>b</sub>	
$\gamma$	-	0.583950 <sub>b</sub>	-0.137816 <sub>c</sub>	
ARMA(1,2)-	GARCH(1,1)-M	TARCH(1,1,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	[B]
$\sigma_t^2$	-0.084620 <sub>b</sub>	-0.078824 <sub>c</sub>	-0.103700 <sub>b</sub>	
$\gamma$	-	0.250048	-0.060955	
$\sigma_t$	-0.560917 <sub>b</sub>	-0.592719 <sub>a</sub>	-0.621175 <sub>b</sub>	
$\gamma$	-	0.362379	-0.093726	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.859148 <sub>a</sub>	-0.980057 <sub>a</sub>	-0.815409 <sub>a</sub>	
$\gamma$	-	0.451371 <sub>c</sub>	-0.122219	

Elde edilen bu sonuçlar, 1987-2010 dönemi için Türkiye’de değişkenlikle büyüme arasında negatif bir ilişkinin varlığını ortaya koyan reel GSYH büyümesinden elde edilen sonuçlarla uyumakta ve onları güçlendirmektedir.

#### 4.5.2. 1962-1979 Dönemi

##### 4.5.2.1. *belhp* Serisi İçin Yapılan Model Çözümlemesi

Bu dönem için yapılan analizde *bel* serisinde ARCH etkisi tespit edilmediğinden, model çözümlemesi *belhp* serisi için 1962:01-1979:12 dönemini kapsayacak şekilde yapılmıştır.

##### 4.5.2.1.1. Model Seçimi

En düşük AIC ve SIC değerine sahip olan AR(3) modeli en uygun model olarak seçilmiştir.

**Tablo 81: *belhp* için Model Seçim Sonuçları**

Model	R <sup>2</sup>	AIC	SIC	SSE	OLB	Olasılık (F-istatistiği)
<b>AR(3)</b>	0.212739	4.282952	4.346075	870.2744	-452.1344	0.000000

**Tablo 82: AR(3) Modeli İçin Breusch-Godfrey Serisel Korelasyon Testi**

Gecikme Sayısı	Breusch-Godfrey İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.209181	0.647410
6	1.603149	0.952351
12	12.76834	0.386101

AR(3) modelinin hata terimleri arasında otokorelasyon bulunup bulunmadığını test etmek için, Tablo 82’de sunulan Breusch-Godfrey serisel korelasyon testi uygulanmıştır. Görüleceği üzere, serisel korelasyon bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi hiçbir gecikmede reddedilememiştir. Diğer bir deyişle, modelde otokorelasyon bulunmamaktadır.

#### 4.5.2.1.2. ARCH Etkisinin Tespiti

Aşağıdaki tablo, çeşitli gecikmelerde ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablo’dan görüldüğü üzere *belhp* serisinde birinci ve ikinci gecikmede %5’de anlamlı bir ARCH etkisi bulunmaktadır.

**Tablo 83: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	5.675969	0.017199
2	5.925858	0.051667
6	9.828962	0.132042

#### 4.5.2.1.3. Koşullu Değişen Varyansın Elde Edilmesi

Tablo 84, en uygun GARCH modeli seçilen ARCH(1) için AR(3)-ARCH(1) modelinin tahmin sonuçlarını sunmaktadır.

**Tablo 84: AR(3)-ARCH(1) Model Parametreleri**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.031659	0.395090	0.080131	0.9361
AR(1)	0.180509	0.074786	2.413655	0.0158
AR(2)	0.339486	0.056278	6.032297	0.0000
AR(3)	0.126089	0.063486	1.986108	0.0470
Varyans Denklemi				
C	2.873675	0.456688	6.292428	0.0000
RESID(-1)^2	0.350835	0.122160	2.871923	0.0041

Tablo 85, ortalama denkleminin standardize edilmiş hata terimlerinde otokorelasyonun bulunup bulunmadığını Ljung-Box Q-İstatistiği aracılığıyla test etmektedir. Görüleceği üzere, otokorelasyonun bulunmadığı yönündeki  $H_0$  hipotezi bütün gecikmelerde ret edilememektedir.

**Tablo 85: Standardize Edilmiş Hata Terimlerinde Otokorelasyon**

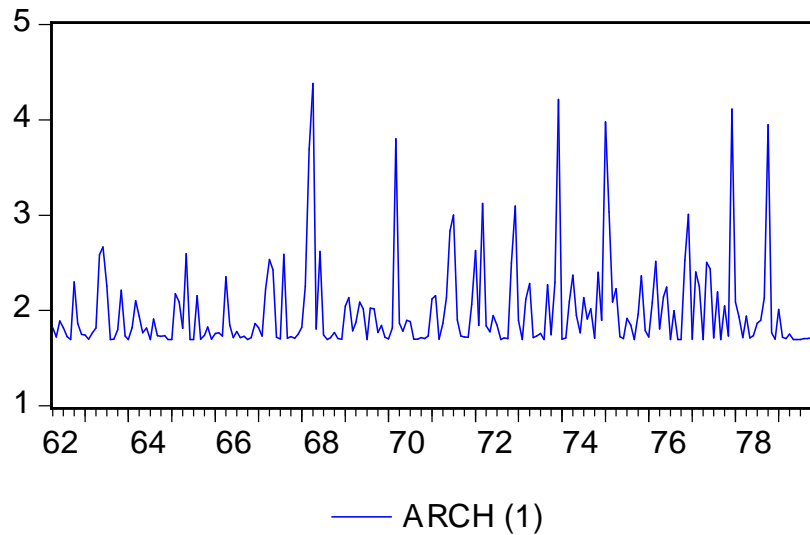
Gecikme	Ljung-Box Q-İstatistiği	Olasılık
1	0.5251	
2	0.6696	
3	0.7878	
4	0.8604	0.354
5	0.8604	0.650
6	1.1501	0.765
7	2.6058	0.626
8	2.6070	0.760
9	4.9613	0.549
10	7.8390	0.347
11	8.0454	0.429
12	8.3390	0.500

Tablo 86, çeşitli gecikmeler için ARCH LM testi sonuçlarını sunmaktadır. Tablodan görüleceği üzere, ARCH etkisi yoktur şeklindeki  $H_0$  hipotezi reddedilememektedir.

**Tablo 86: ARCH LM Testi Sonuçları**

Gecikme Sayısı	ARCH LM İstatistiği	$\chi^2$ Olasılığı
1	0.046681	0.828942
6	5.301425	0.505774
12	11.54638	0.482762

**Grafik 35: ARCH(1)'den Elde Edilen Koşullu Değişen Standart Sapma**



Grafik'te ARCH(1) varyans denkleminde elde edilen koşullu değişen standart sapma serisi görülmektedir.

#### 4.5.2.1.4. Asimetri Etkisinin Araştırılması

Tablo 87’de AR(3)-TARCH(1,0,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı istatistiksel olarak anlamlı bulunmamıştır.

**Tablo 87: AR(3)-TARCH(1,0,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.127906	0.395293	0.323573	0.7463
AR(1)	0.195261	0.074549	2.619214	0.0088
AR(2)	0.326477	0.057275	5.700151	0.0000
AR(3)	0.123731	0.064105	1.930132	0.0536
Varyans Denklemi				
C	2.847799	0.444075	6.412874	0.0000
RESID(-1)^2	0.491538	0.196216	2.505091	0.0122
<u>RESID(-1)^2*(RESID(-1)&lt;0)</u>	<u>-0.250503</u>	<u>0.236753</u>	<u>-1.058079</u>	<u>0.2900</u>

**Tablo 88: ARMA(1,2)-EGARCH(1,1,1) Model Tahmin Sonuçları**

	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	Olasılık
C	0.126124	0.312537	0.403550	0.6865
AR(1)	0.230277	0.056950	4.043524	0.0001
AR(2)	0.297925	0.045211	6.589716	0.0000
AR(3)	0.055164	0.065322	0.844492	0.3984
Varyans Denklemi				
C	1.399506	0.253371	5.523536	0.0000
ABS(RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1)))	0.608675	0.113584	5.358823	0.0000
<u>RESID(-1)/@SQRT(GARCH(-1))</u>	<u>0.237393</u>	<u>0.072675</u>	<u>3.266510</u>	<u>0.0011</u>
LOG(GARCH(-1))	-0.410367	0.124903	-3.285482	0.0010

Tablo 88’de ise, AR(3)-EGARCH(1,1,1) model sonuçları sunulmaktadır. Varyans denkleminde asimetri etkisini ( $\gamma$ ) gösteren katsayı bu modelde, TARCH modelinin aksine %1’de istatistiksel olarak anlamlı pozitif bir değere sahiptir.

#### 4.5.2.1.5. Üretim Değişkenliği ile Büyüme Arasındaki İlişkinin Sorgulanması

Tablo 89'dan görüldüğü üzere, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı negatiftir. Değişkenlik ortalama denklemine koşullu değişen varyans olarak katıldığında sadece EGARCH modelinde %5'de istatistiksel olarak anlamlıdır. Koşullu standart sapma olarak ortalama denklemine katıldığında ARCH(1)-M ve TARCH(1,0,1)-M modellerinde % 10'da, EGARCH(1,1,1)-M modelinde %5'de istatistiksel olarak anlamlıdır.

**Tablo 89 : Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*belhp*, 1962:01-1979:12)**

AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.102201	-0.099685	-0.146303 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.190852	0.095446
$\sigma_t$	-0.586811 <sub>c</sub>	-0.546837 <sub>c</sub>	-0.698055 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.143809	0.070916
$\log(\sigma_t^2)$	-0.775804 <sub>b</sub>	-0.727019 <sub>b</sub>	-0.976856 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.106375	0.024412
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.214042 <sub>b</sub>	-0.208165 <sub>b</sub>	-0.018781
$\gamma$	-	-0.146335	0.209234 <sub>a</sub>
$\sigma_t$	-0.966797 <sub>a</sub>	-0.923950 <sub>a</sub>	-0.222193
$\gamma$	-	-0.103760	0.186777 <sub>a</sub>
$\log(\sigma_t^2)$	-1.159322 <sub>a</sub>	-1.102470 <sub>a</sub>	-0.271802
$\gamma$	-	-0.086350	0.178502 <sub>a</sub>
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.061730	-0.052053	-0.127983 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.232177	0.105877
$\sigma_t$	-0.407366	-0.364163	-0.651945 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.225751	0.111302
$\log(\sigma_t^2)$	-0.510333	-0.459125	-0.698372 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.235554	0.114480

Değişkenlik koşullu değişen varyansın logaritmik hali biçiminde kullanıldığında ARCH(1)-M ve TARCH(1,0,1)-M'de %5'de ve EGARCH(1,1,1)-M'de %1'de anlamlı bir negatif ilişkinin varlığı görülmektedir. Beklendiği gibi asimetrik etki katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır.

[A] yöntemiyle atanmış kukla değişkenli model için, değişkenliğin her üç formunda da değişkenlikle büyüme arasındaki ilişki negatiftir. Değişkenliğin koşullu varyans olarak denkleme dahil olduğu ARCH(1)-M ve TARCH(1,0,1)-M modellerinde %5’de, koşullu standart sapma ve logaritmik koşullu varyans olarak dahil olduğu ARCH(1)-M ve TARCH(1,0,1)-M modellerinde ise %1’de istatistiksel olarak anlamlı bir ilişki bulunmaktadır. Ayrıca TARCH modelinde asimetrik etki bulunamamıştır. EGARCH(1,1,1)-M modelinde ise, değişkenlik katsayıları istatistiksel olarak anlamsızdır. Asimetri katsayıları ise, her modelde %1’de anlamlı ve pozitiftir. [B] yöntemiyle atanmış kukla değişkenli çözümlerde ise, ARCH(1)-M ve TARCH(1,0,1)-M modellerinde değişkenlik katsayısının anlamsız; EGARCH(1,1,1)-M modelinde %5’de anlamlı ve negatif olduğu gözlenmektedir. Asimetri katsayısı ise hiçbir modelde istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır.

Elde edilen bu sonuçlar, reel GSYH ile incelenemeyen 1962-1979 dönemine ait olması açısından önemlidir. Bu sonuçlar ithalata dayalı devletçi politikanın uygulandığı ve sermaye hareketlerinin sınırlandığı bu dönemde de değişkenlik ile büyüme arasında negatif bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca yine benzer biçimde değişkenliğin büyüme üzerindeki etkisinde herhangi bir asimetrik etki tespit edilememiştir.

#### 4.6. Uygulama Sonuçlarının Birlikte Değerlendirilmesi

Üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde, temel analiz reel GSYH üzerinden gerçekleştirilmiştir. 1987Q2-2010Q3 dönemini kapsayan reel GSYH büyümesi; logaritmik büyüme (*bgsyh*) ve H-P filtresine göre elde edilmiş trendden yüzde sapma şeklinde hesaplanan büyüme (*bgsyhp*) olmak üzere iki şekilde hesaplanmıştır.

Tablo 90 ve 91, her iki büyüme serisi ile ilgili elde edilen GARCH-M, TARCH-M ve EGARCH-M sonuçlarını sunmaktadır<sup>17</sup>. Üretim değişkenliği ile büyüme arasında her iki seride de tüm modellerde %1’de anlamlı negatif bir ilişkinin bulunması Türkiye’de değişkenlikle büyüme arasındaki *negatif* ilişkinin varlığı ile ilgili sağlam bir sonuç ortaya koymaktadır.

---

<sup>17</sup> Modellerin tek tek incelenmesi, ilgili kısımda yapılmış olduğundan burada genel bir değerlendirme yapılacaktır.



**Tablo 90: Değişkenlik ile Büyüme Arasındaki İlişki (*bgsyh*, kuklalı)**

ARMA(4,3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.238885 <sub>a</sub>	-0.238619 <sub>a</sub>	-0.192926 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	0.219317	0.005818
$\sigma_t$	-1.039255 <sub>a</sub>	-1.044644 <sub>a</sub>	-1.001711 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.093120	0.041952
$\log(\sigma_t^2)$	-0.763303 <sub>a</sub>	-0.847604 <sub>a</sub>	-1.224720 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	1.224473	-0.113176

**Tablo 91: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*bgsyhp*, kuklalı)**

ARMA(2,3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.066173 <sub>a</sub>	-0.063424 <sub>a</sub>	-0.058902 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.389756	-0.033347
$\sigma_t$	-0.507758 <sub>a</sub>	-0.504960 <sub>a</sub>	-0.446738 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.046782	-0.067659
$\log(\sigma_t^2)$	-0.839492 <sub>a</sub>	-0.849858 <sub>a</sub>	-0.873347 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	0.133761	-0.094877

Ayrıca asimetrik etkinin incelendiği TARCH-M ve EGARCH-M modellerinin hiçbirinde asimetrik etki katsayısının ( $\gamma$ ) istatistiksel olarak anlamlı bulunamaması; inceleme döneminde Türkiye ekonomisinde değişkenlikteki artışın, ortalama büyümeyi düşürmekte olduğu fakat bu süreçte pozitif veya negatif şokların değişkenlik üzerinde birbirinden ayrılan bir etkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Reel GSYH serisinden elde edilen her iki büyüme serisi (*bgsyh*, *bgsyhp*) için çözümlenen toplam 18 modelin hepsinde değişkenlik katsayısının %1 güven düzeyinde negatif elde edilmiş olması ve asimetrik etkinin incelendiği 12 modelin hepsinde asimetrik etki katsayısının istatistiksel olarak anlamsız elde edilmiş olması; inceleme döneminde Türkiye ekonomisinde değişkenliğin büyümeyi negatif etkilediği ve asimetrik etkinin tespit edilemediği yönünde sağlam bir ampirik kanıt sunmaktadır.

Ayrıca üretim ve üretim değişkenliğinin incelenmesinde -bilgimiz dâhilinde literatürde ilk defa- net elektrik tüketimi, üretimin bir ölçümü olarak alınmıştır. Net elektrik tüketiminin üretimin bir göstergesi olarak alınması: (i) ARCH etkisinin tespit edilemediği sanayi üretiminin aksine, aylık bazda üretim ve üretim değişkenliğinin incelenmesini sağlamış (ii) 1962:01-2010:04 dönemini kapsadığından, ilk defa aylık bazda

bu kadar uzun bir dönemin incelenmesi fırsatını vermiştir (iii) Kayıtdışılığı içerdiğinden ve iktisadi dalgalanmada kayıtlı-kayıtdışı ekonomideki geçişleri de içerisinde barındırdığından toplam üretim için iyi bir gösterge olduğu düşünülmektedir.

Dönemsel analiz içerisinde, net elektrik tüketimi büyümesi reel GSYH ile aynı döneme çekilmiş (1987:01-2010:04) ve sonuçların reel GSYH'dan elde edilen sonuçları destekleyip desteklemediği incelenmiştir. Dönemsel analiz sonuçları Tablo 92 ve 93'de sunulmuştur.

**Tablo 92: Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (bel, 1987:2 - 2010:4)**

MA(2)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.007203	-0.008395	-0.005693
$\gamma$	-	0.241342	-0.015306
$\sigma_t$	-0.096434	-0.115041	-0.035429
$\gamma$	-	0.298365	-0.012097
$\log(\sigma_t^2)$	-0.231907	-0.275678	-0.050187
$\gamma$	-	0.341167	-0.011899
MA(2)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.013033	-0.023049	-0.001869
$\gamma$	-	0.547196 <sub>a</sub>	-0.211831 <sub>a</sub>
$\sigma_t$	-0.046978	-0.087708	0.036252
$\gamma$	-	0.529196 <sub>a</sub>	-0.209671 <sub>a</sub>
$\log(\sigma_t^2)$	0.000147	-0.014008	0.117394
$\gamma$	-	0.507652	-0.208476 <sub>a</sub>
MA(2)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.001281	-0.007525	0.001996
$\gamma$	-	0.418489 <sub>b</sub>	-0.170154 <sub>b</sub>
$\sigma_t$	0.018691	-0.001471	0.047803
$\gamma$	-	0.405924 <sub>b</sub>	-0.169274
$\log(\sigma_t^2)$	0.078427	0.076044	0.101276
$\gamma$	-	0.400772 <sub>b</sub>	-0.168858 <sub>b</sub>

Tablo 92'den görüldüğü üzere, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Asimetrik etkiyi de dikkate alan, TARCH ve EGARCH modellerinde kuklalı modellerin birçoğunda asimetrik etki ( $\gamma$ ) anlamlı olmakla birlikte, değişkenlik katsayısının anlamsız olması bu asimetrinin değişkenlik yoluyla üretim üzerinde bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir.

*Belhp* serisi ise (Bkz. Tablo 93), *bel* serisinin tersine negatif ilişki ile ilgili güçlü kanıtlara sahiptir. Model sonuçlarına bakıldığında, kuklasız ve [A] tipi kukla atanmış modellerde, koşullu değişen varyansın kullanıldığı modellerde anlamlı bir ilişki bulunamazken; koşullu değişen standart sapma ve logaritmik koşullu değişen varyansın kullanıldığı modellerin çoğunda anlamlı bir negatif ilişki vardır. Ayrıca [B] tipi kukla atanmış modellerin hepsinde anlamlı bir negatif ilişki göze çarpmaktadır. Asimetrik etki katsayısının genel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, kuklalı kimi modellerde TARARCH ve EGARCH modellerinin, negatif değişkenliğin pozitif değişkenliğe göre değişkenliği daha fazla arttırdığı sonucuna vardıkları gözlenmektedir.

**Tablo 93 : Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*belhp*, 1987:01-2010:04)**

ARMA(1,2)-	GARCH(1,1)-M	TARCH(1,1,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.020913	-0.020441	-0.037369
$\gamma$	-	0.162115	-0.007047
$\sigma_t$	-0.323940 <sub>c</sub>	-0.355620 <sub>c</sub>	-0.324905
$\gamma$	-	0.235475	-0.028040
$\log(\sigma_t^2)$	-0.714676 <sub>b</sub>	-0.796253 <sub>a</sub>	-0.583962 <sub>c</sub>
$\gamma$	-	0.373100	-0.047574
ARMA(1,2)-	GARCH(1,1)-M	TARCH(1,1,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.026345	-0.026866	-0.049079
$\gamma$	-	0.407554	-0.104905
$\sigma_t$	-0.331811	-0.433080 <sub>b</sub>	-0.370182
$\gamma$	-	0.482450 <sub>c</sub>	-0.128164
$\log(\sigma_t^2)$	-0.691742 <sub>b</sub>	-0.991806 <sub>a</sub>	-0.687460 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.583950 <sub>b</sub>	-0.137816 <sub>c</sub>
ARMA(1,2)-	GARCH(1,1)-M	TARCH(1,1,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.084620 <sub>b</sub>	-0.078824 <sub>c</sub>	-0.103700 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.250048	-0.060955
$\sigma_t$	-0.560917 <sub>b</sub>	-0.592719 <sub>a</sub>	-0.621175 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.362379	-0.093726
$\log(\sigma_t^2)$	-0.859148 <sub>a</sub>	-0.980057 <sub>a</sub>	-0.815409 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	0.451371 <sub>c</sub>	-0.122219

O halde 1987-2010 döneminin incelenmesi, reel GSYH büyümesinden elde edilen üretim değişkenliği ile üretim arasında negatif ilişkinin varlığı ve asimetrik etkinin bulunmadığı yönündeki sonuçları desteklemektedir. Bununla birlikte sonuçların negatif

ilişki yönünden nispeten daha az güçlü olduğu, kimi modellerde negatif asimetri ilişkisinin bulunduğu ve *bel* serisinin anlamsız değişkenlik katsayısı önerdiği de dikkate alınmalıdır.

Bahsedildiği üzere, elektrik tüketiminin kullanılması 1962:01-2010:04 döneminin aylık bazda incelenebilmesi sonucunu da doğurmuştur. Bütüncül bir dönem için aşağıdaki sonuçlar elde edilmiştir (bkz. Tablo 94 ve 95). *bel* serisinin kullanıldığı tüm modellerde, değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuş ve asimetrik etki bulunamamıştır.

**Tablo 94 : Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*bel*, 1962:01-2010:04)**

AR(2)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	
$\sigma_t^2$	0.001323	0.001869	0.001925	
$\gamma$	-	-0.029575	0.043117	
$\sigma_t$	-0.032216	-0.029581	-0.044877	
$\gamma$	-	-0.025675	0.041813	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.140600	-0.137467	-0.136833	
$\gamma$	-	-0.021362	0.040115	
AR(2)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	[A]
$\sigma_t^2$	-0.007483	-0.009083	-0.016293	
$\gamma$	-	0.080935	-0.006839	
$\sigma_t$	-0.091052	-0.100071	-0.128260	
$\gamma$	-	0.084053	-0.008369	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.189020	-0.204307	-0.207638	
$\gamma$	-	0.087675	-0.010491	
AR(2)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M	[B]
$\sigma_t^2$	-0.009919	-0.009541	-0.011271	
$\gamma$	-	-0.015502	0.005656	
$\sigma_t$	-0.152780	-0.152159	-0.134821	
$\gamma$	-	-0.004433	0.001931	
$\log(\sigma_t^2)$	-0.322221	-0.324041	-0.289768	
$\gamma$	-	0.008135	-0.000625	

*belhp* serisine ait modeller ise, güçlü bir negatif ilişki ortaya koymaktadırlar. *belhp* serisinden elde edilen modellerde; değişkenlik ortalama denklemine koşullu değişen varyans olarak katıldığında istatistiksel olarak anlamlı % 5’de; koşullu standart sapma ve koşullu varyansın logaritmik hali biçiminde kullanıldığında %1’de anlamlı bir negatif

ilişkinin varlığı görülmektedir. Tablo 95’de görüleceği üzere [A] biçiminde atanmış kukla değişkenli tüm modellerde değişkenlik katsayısı %1’de; [B] biçiminde atanmış kukla değişkenli modellerin biri hariç hepsinde %5’de anlamlıdır. Modellerinin hiçbirinde asimetric etki katsayısı anlamlı değildir.

**Tablo 95 : Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (*belhp*, 1962:01-2010:04)**

AR(3)-	ARCH(2)-M	TARCH(2,0,1)-M	EGARCH(2,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.066615 <sub>b</sub>	-0.066848 <sub>b</sub>	-0.087696 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.126557	0.057206
$\sigma_t$	-0.502354 <sub>a</sub>	-0.492175 <sub>a</sub>	-0.500254 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.092707	0.045160
$\log(\sigma_t^2)$	-0.772570 <sub>a</sub>	-0.756758 <sub>a</sub>	-0.662606 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.051235	0.031014
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.175040 <sub>a</sub>	-0.176560 <sub>a</sub>	-0.225816 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.136774	0.070413
$\sigma_t$	-0.878531 <sub>a</sub>	-0.891802 <sub>a</sub>	-1.022042 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.121962	0.059617
$\log(\sigma_t^2)$	-1.089674 <sub>a</sub>	-1.090797 <sub>a</sub>	-1.164762 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.102810	0.045784
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.072157 <sub>b</sub>	-0.068894 <sub>b</sub>	-0.093059 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.132299	-0.010710
$\sigma_t$	-0.403519 <sub>b</sub>	-0.368431 <sub>b</sub>	-0.410262 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	0.150985	-0.022547
$\log(\sigma_t^2)$	-0.517300 <sub>b</sub>	-0.485164 <sub>b</sub>	-0.423241 <sub>c</sub>
$\gamma$	-	0.168279	-0.031831

Elektrik tüketimi, reel GSYH ile incelenemeyen 1962-1979 dönemine ait dönemin de incelenmesine imkân vermektedir. ARCH etkisinin tespit edildiği *belhp* serisine ait sonuçlar aşağıdaki tabloda sunulmuştur. *belhp* serisinden elde edilen kuklasız modellerde ve [A] biçiminde atanmış kukla değişkenli modellerin çoğunda anlamlı negatif ilişki tespit edilmektedir. [B] yöntemiyle atanmış kukla değişkenli çözümlerde ise, anlamlı negatif ilişkinin EGARCH modellerinde bulunduğu görülmektedir.

**Tablo 96 : Değişkenlikle Büyüme Arasındaki İlişki (belhp, 1962:01-1979:12)**

AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M
$\sigma_t^2$	-0.102201	-0.099685	-0.146303 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.190852	0.095446
$\sigma_t$	-0.586811 <sub>c</sub>	-0.546837 <sub>c</sub>	-0.698055 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.143809	0.070916
$\log(\sigma_t^2)$	-0.775804 <sub>b</sub>	-0.727019 <sub>b</sub>	-0.976856 <sub>a</sub>
$\gamma$	-	-0.106375	0.024412
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [A]
$\sigma_t^2$	-0.214042 <sub>b</sub>	-0.208165 <sub>b</sub>	-0.018781
$\gamma$	-	-0.146335	0.209234 <sub>a</sub>
$\sigma_t$	-0.966797 <sub>a</sub>	-0.923950 <sub>a</sub>	-0.222193
$\gamma$	-	-0.103760	0.186777 <sub>a</sub>
$\log(\sigma_t^2)$	-1.159322 <sub>a</sub>	-1.102470 <sub>a</sub>	-0.271802
$\gamma$	-	-0.086350	0.178502 <sub>a</sub>
AR(3)-	ARCH(1)-M	TARCH(1,0,1)-M	EGARCH(1,1,1)-M [B]
$\sigma_t^2$	-0.061730	-0.052053	-0.127983 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.232177	0.105877
$\sigma_t$	-0.407366	-0.364163	-0.651945 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.225751	0.111302
$\log(\sigma_t^2)$	-0.510333	-0.459125	-0.698372 <sub>b</sub>
$\gamma$	-	-0.235554	0.114480

Elde edilen bu sonuçlar, reel GSYH ile incelenemeyen 1962-1979 dönemine ait olması açısından önemlidir. Bu sonuçlar ithalata dayalı planlı büyüme politikalarının uygulandığı ve sermaye hareketlerinin sınırlandığı bu dönemde de değişkenlik ile büyüme arasında negatif bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca yine benzer biçimde değişkenliğin büyüme üzerindeki etkisinde herhangi bir asimetrik etki tespit edilememiştir.

## SONUÇ VE ÖNERİLER

Çalışma, üretim değişkenliğinin büyüme üzerindeki etkisini Türkiye örneğinde incelemektedir. Üretim değişkenliğinin büyüme üzerindeki etkisi, değişkenliğin ortalama denklemine açıklayıcı değişken olarak dâhil edildiği GARCH-M modelleri aracılığıyla araştırılmıştır. Değişkenliğin, büyüme üzerinde asimetrik bir etkiye sahip olup olmadığının tespiti amacıyla ise, TARARCH-M ve EGARCH-M modelleri kullanılmıştır. Değişkenlik; ortalama denklemine koşullu varyans ( $\sigma_t^2$ ), koşullu standart sapma ( $\sigma_t$ ) ve koşullu varyansın logaritmik hali ( $\log(\sigma_t^2)$ ) olmak üzere üç ayrı formda dâhil edilmiştir.

Üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde, temel analiz reel GSYH üzerinden gerçekleştirilmiştir. 1987Q2-2010Q3 dönemini kapsayan reel GSYH büyümesi; logaritmik büyüme (*bgsyh*) ve H-P filtresine göre elde edilmiş trendden yüzde sapma şeklinde hesaplanan büyüme (*bgsyhp*) olmak üzere iki şekilde hesaplanmıştır. Hem *bgsyh* hem de *bgsyhp* serilerinden elde edilen değişkenlik ile büyüme arasında; GARCH-M, TARARCH-M ve EGARCH-M modellerinin hepsinde ve her üç değişkenlik formunda %1'de anlamlı negatif bir ilişki tespit edilmiştir. Ayrıca asimetrik etkinin incelendiği TARARCH-M ve EGARCH-M modellerinin hiçbirinde asimetrik etki katsayısı ( $\gamma$ ) istatistiksel olarak anlamlı bulunamamıştır. Bu sonuç, çalışmanın değişkenliğin büyümeyi etkilemesi sürecinde, *asimetrik etkinin bulunmadığı* sonucuna da sağlam bir biçimde varmasını sağlamaktadır. Diğer bir deyişle, inceleme döneminde Türkiye ekonomisinde değişkenlikteki artış, ortalama büyümeyi düşürmekte fakat bu süreçte pozitif şokların veya negatif şokların değişkenlik üzerinde birbirinden ayırışan bir etkisi bulunmamaktadır.

Reel GSYH serisinden elde edilen her iki büyüme serisi (*bgsyh*, *bgsyhp*) için çözümlenen toplam 18 modelin hepsinde değişkenlik katsayısının %1 güven düzeyinde negatif elde edilmiş olması ve asimetrik etkinin incelendiği 12 modelin hepsinde asimetrik etki katsayısının istatistiksel olarak anlamsız elde edilmiş olması; *inceleme döneminde*

*Türkiye ekonomisinde değişkenliğin büyümeyi negatif etkilediği ve bu etkileme sürecinde asimetrik etkinin bulunmadığı yönünde sağlam bir ampirik kanıt sunmaktadır.*

Çalışmada üretim değişkenliği ve büyüme arasındaki ilişkinin incelenmesinde -bilgimiz dâhilinde literatürde ilk defa- net elektrik tüketimi, üretimin bir göstergesi olarak alınmıştır. Bu durum; (i) ARCH etkisinin tespit edilemediği sanayi üretiminin aksine, aylık bazda üretim ve üretim değişkenliğinin incelenmesini sağlamış (ii) 1962:01-2010:04 dönemini kapsadığından, ilk defa aylık bazda bu kadar uzun bir zaman aralığının incelenmesi fırsatını vermiş (iii) 1960-1980 ithalata dayalı büyüme dönemi için de analizin yapılabilir olmasını sağlamıştır.

Dönemsel analiz içerisinde, net elektrik tüketimi büyümesi reel GSYH ile aynı döneme çekilmiş (1987:01-2010:04) ve sonuçların reel GSYH'dan elde edilen sonuçları destekleyip desteklemediği incelenmiştir. *bel* serisinde, tüm modellerde ve değişkenliğin her üç formunda da değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamsızdır. Asimetrik etkiyi de dikkate alan, TAR-ARCH-M ve EGARCH-M modellerinde kuklalı modellerin birçoğunda asimetrik etki –negatif şokların değişkenliği daha fazla artırdığı yönünde- ( $\gamma$ ) anlamlı olmakla birlikte, değişkenlik katsayısının anlamsız olması bu asimetrinin değişkenlik yoluyla üretim üzerinde bir etkiye sahip olmadığını göstermektedir. *Belhp* serisi ise, *bel* serisinin tersine negatif ilişki ile ilgili güçlü kanıtlara sahiptir. Model sonuçlarına bakıldığında, kuklasız ve [A] tipi kukla atanmış modellerde, koşullu değişen standart sapma ve logaritmik koşullu değişen varyansın kullanıldığı modellerin çoğunda anlamlı bir negatif ilişki vardır. Ayrıca [B] tipi kukla atanmış modellerin hepsinde anlamlı bir negatif ilişki göze çarpmaktadır. Asimetrik etki katsayısının ise, genel olarak anlamsız olduğu görülmektedir. Bununla birlikte, kuklalı kimi modellerde TAR-ARCH-M ve EGARCH-M modellerinin, negatif değişkenliğin pozitif değişkenliğe göre değişkenliği daha fazla artırdığı sonucuna vardıkları gözlenmektedir.

*Net elektrik tüketimi büyümesi aracılığıyla 1987-2010 döneminin incelenmesi, reel GSYH büyümesinden elde edilen üretim değişkenliği ile üretim arasında negatif ilişkinin varlığı ve asimetrik etkinin bulunmadığı yönündeki sonuçları desteklemektedir. Bununla birlikte sonuçların negatif ilişki yönünden nispeten daha az güçlü olduğu, kimi modellerde*



negatif asimetri ilişkisinin bulunduğu ve *bel* serisinin anlamsız değişkenlik katsayısı önerdiği de dikkate alınmalıdır.

Bütüncül bir dönem (1962:01-2010:04) için analiz yapıldığında; *bel* serisinin tüm modellerde -1987:01-2010:04 dönemine benzer biçimde- istatistiksel olarak anlamsız değişkenlik ve asimetrik etki katsayılarına sahip olduğu görülmüştür. *Belhp* serisine ait modeller ise, güçlü bir negatif ilişki ortaya koymaktadırlar. Modellerin hepsinde; değişkenlik katsayısı istatistiksel olarak anlamlı iken, asimetrik etki katsayısı anlamlı değildir.

Elektrik tüketimi, reel GSYH ile incelenemeyen 1962-1979 dönemine ait dönemin de incelenmesine imkân vermektedir. ARCH etkisinin tespit edildiği *belhp* serisine ait sonuçlar, kuklasız modellerde ve [A] biçiminde atanmış kukla değişkenli modellerin çoğunda anlamlı negatif ilişki tespit etmektedir. [B] yöntemiyle atanmış kukla değişkenli çözümlerde ise, anlamlı negatif ilişkinin EGARCH modellerinde bulunduğu görülmektedir. Elde edilen bu bulgular, reel GSYH ile incelenemeyen 1962-1979 dönemine ait olması açısından önemlidir. *Bu sonuçlar, ithalata dayalı planlı büyüme politikalarının uygulandığı ve sermaye hareketlerinin sınırlandığı bu dönemde de değişkenlik ile büyüme arasında negatif bir ilişkinin bulunduğunu göstermektedir. Ayrıca yine benzer biçimde değişkenliğin büyüme üzerinde herhangi bir asimetrik etkiye sahip olmadığı tespit edilmiştir.*

Çalışmanın vardığı *Türkiye’de üretim değişkenliği ile uzun dönemli büyüme arasında negatif ilişkinin bulunduğu* yönündeki sonuç; Bernanke (1983), Pindyck (1990), Woodford (1990), Ramey ve Ramey (1991, 1995), Macri ve Sinha (2000), Henry ve Olekans (2000), Martin ve Rogers (2000), Kneller ve Young (2001), Fatas (2002), Loayza ve Hnatkovska (2004), Bredin ve diğerleri (2008) v.b. çalışmaları destekler niteliktedir. Sonuca, Türkiye özelinde bakıldığında Beaumont ve diğerleri (2008) ile Berument ve diğerlerinin (2010) çalışmaları dikkati çekmektedir. Beaumont ve diğerleri (2008), 1986M1-2000M2 dönemi için kullandıkları toplam sanayi üretim endeksinde herhangi bir ARCH etkisi bulamamışlardır. Benzer şekilde, bu çalışmada da toplam ve özel sanayi üretim endeksi ve imalat sanayi endekslerinde herhangi bir ARCH etkisi tespit edilememiştir. Berument ve diğerleri (2010) 1987Q2-2007Q3 dönemi için Türkiye’de

büyüme değişkenliği ile büyüme arasındaki ilişkiyi reel GSYH üzerinden incelemişlerdir. Yazarlar, kullandıkları EGARCH modelinde, büyüme ile büyüme değişkenliği arasında %5’de anlamlı negatif ilişki bulmuştur. Bu çalışmada, reel GSYH’den elde edilen her iki büyüme serisi için, her üç modelde ve her üç değişkenlik formunda %1’de anlamlı negatif ilişki sonucuna ulaşılması; Berument ve diğerlerinin (2010) bulduğu sonucu sağlamlaştıran bir nitelik göstermektedir. Buna karşın Berument ve diğerlerinin (2010) EGARCH modelinden elde edilen asimetri katsayısını %10’da anlamlı ve pozitif bulmalarının aksine, çalışmada Reel GSYH için ele alınan tüm model çözümlerinde asimetri katsayısı istatistiksel olarak anlamsız bulunmuştur.

Çalışmadan elde edilen ampirik bulguların, iktisadi dalgalanmalar ve büyüme teorileri ile ilgili *teorik tartışmalarla* ilgili kimi çıkarımlara sahip olduğu görülmektedir. *İlk olarak*, elde edilen sonuç değişkenlikle uzun dönemli büyüme arasında negatif ilişki öngören teorik yaklaşıma destek vermektedir. *İkinci olarak*, değişkenlikle uzun dönemli büyüme arasında negatif bir ilişki bulunduğunun ortaya konulması, iktisadi dalgalanmaların geçici arz ve talep şokları vasıtasıyla oluştuğu ve uzun dönemli büyüme üzerinde kalıcı bir etkiye sahip olmadığı ile ilgili genel açıklamanın uygun olmadığı sonucuna varmaktadır. *Diğer bir deyişle*, *iktisadi dalgalanmalar ve büyüme teorileri birbirinden bağımsız iki disiplin olarak ele alınmamalıdır*. Elde edilen bu teorik çıkarımlar, literatürde kendisine Ramey ve Ramey’le (1991, 1995) başlayan değişkenlik ile büyüme arasındaki negatif ilişkinin varlığını yaparak öğrenme yoluyla içsel büyüme teorilerine bağlayan çalışmalarda yer bulmaktadır. *Ayrıca*, Ramey ve Ramey’in (1991) teorik ve ampirik sonuçlarında değişkenliğin büyüme üzerinde asimetric etkiye sahip olmadığı sonucuna varmaları da çalışmanın ampirik sonucuyla uyumaktadır. *Teorik çalışmalarda dikkati çeken bir diğer nokta*, Blackburn ve Pelloni’nin (2001) öncülük ettiği içsel büyüme modellerinde değişkenlikle büyüme arasındaki ilişkinin değişebilir olduğu yönündeki yaklaşımdır. Yazarlar, uzun dönemli büyümenin nominal şoklarla negatif; fakat reel şoklarla pozitif ilişki içerisinde bulunduğunu belirtmişlerdir. Uzun dönemli büyüme ile değişkenlik arasındaki ilişki, emek piyasasında nominal katılıkların olmaması durumunda pozitif; katılıkların olması durumunda ise pozitif veya negatif olabilmektedir. Bu yaklaşım, üretim değişkenliğinin büyüme etkilemesi sürecinde Türkiye üzerine yapılan çalışmalarda, nominal/reel şokların ve emek piyasasının etkileri ile ilgili çalışmalara ihtiyaç duyulduğunu göstermektedir.

Çalışmadan elde edilen sonuç, geçmişinde önemli krizler yaşamış ve IMF düzenlemelerine maruz kalmış gelişmekte olan bir ülke olan Türkiye'yi ele alması bakımından anlamlıdır. Üretim değişkenliği ile büyüme arasındaki negatif ilişki, değişkenliği azaltmayı amaçlayan istikrar politikalarını uygulayan ve tavsiye eden IMF, Dünya Bankası, hükümetler, merkez bankaları gibi kurumlara ampirik bir kanıt sunmaktadır. Bununla birlikte önemli bir noktayı belirtmekte fayda vardır. Çalışmada asimetrik etkinin istatistiksel olarak anlamsız elde edilmesi, değişkenliği azaltmayı amaçlayan politikalarda, daralma ve genişleme dönemleri arasında bir ayrım yapılmaması gerektiği sonucunu beraberinde getirmektedir. Politika uygulayıcı kurumlar büyüme sürecini bir bütün olarak görmelidirler. *Ekonomik kurtarma paketleri veya reçeteleri şeklinde çerçevesi çizilen ekonomi politikalarının, sadece krizden çıkışa odaklanmaması; ekonomik kriz kadar aşırı büyümenin de istikrarı tehdit edici olduğunun göz önünde tutulması gerekmektedir.* Türkiye özelinde bakıldığında, özellikle 2001 krizinden sonra literatüre giren sürdürülebilir büyüme kavramının böyle bir yaklaşımı yansıttığı ifade edilebilir. Benzer biçimde 2008 Küresel Krizi sonrasında; TCMB'nin çıkış stratejisi kapsamında uyguladığı politikalar, bütçe açığı/GSYH oranının düşürülmesi, BDDK'nın aşırı kredi büyümesini önleme amaçlı yaptığı düzenlemeler bu olgunun Türkiye'de kurumlar arasında dikkate alındığının bir işareti olarak görülebilir.

## YARARLANILAN KAYNAKLAR

Aghion P. ve Saint-Paul, G. (1998), "Uncovering Some Causal Relationships Between Productivity Growth and the Structure of Economic Fluctuations: A Tentative Survey," **Labour**, 12(2), 279-303.

Aghion, P. ve Howitt, P. (1992), "A Model of Growth through Creative Destruction", **Econometrica**, 60(2), 323-351.

Aghion, P. ve Banerjee A. (2005), **Volatility and Growth**, Oxford: Oxford University Press.

Arnold, L. G. (2002), **Business Cycle Theory**, Oxford University Press, Oxford, 2002.

Baillier, R. T. ve Bollerslev, T. (1989), "The Message in Daily Exchange Rates: a Conditional Variance Tale", **Journal of Business and Economic Statistics**, 7(3), 297-305.

Bali, R. ve Guirguis, H. (2007), "Extreme Observations and Non-normality in ARCH and GARCH", **International Review of Economics & Finance**, 16, 332-346.

Balke, N. ve Fomby, T. B. (1994), "Large Shocks, Small Shocks, and Economic Fluctuations: Outliers in Macroeconomic Time Series", **Journal of Applied Econometrics**, 9, 181-200.

Bean, C., (1990), "Endogenous Growth and the Proccyclical Behaviour of Productivity", **European Economic Review**, 34, 355-363.

Beaumont, P. M. ve diğlerleri (2008), "Time Series Evidence on the Linkage Between the Volatility and Growth of Output", **Applied Economics Letters**, 15, 45-48.

Bernanke, B. S. (1983), "Irreversibility, Uncertainty and Cyclical Investment". **Quarterly Journal of Economics**, 98(1), 85-106.

Bertola, G. (1994) "Flexibility, Investment, and Growth" **Journal of Monetary Economics**, 34(2), 215-38.

Berument, H. ve diğlerleri (2010), "Effects of Growth Volatility on Economic Performance: Empirical Evidence from Turkey", **Economic Research Forum Working Papers Series**, 528.

Black, F. (1982), "General Equilibrium and Business Cycle", **NBER Working Paper Series**, 950.

Black, F. (1987), **Business Cycles and Equilibrium**, New York: Basil Blackwell.

Blackburn, K. (1999), "Can Stabilisation Policy Reduce Long-run Growth?", **Economic Journal**, 109, 67-77.

Blackburn, K. ve Pelloni, A. (2001), "On the Relationship between Growth and Volatility in Learning-by-doing Models", **Centre for Growth and Business Cycle Research**, University of Manchester, 2.

Bocutoğlu, E. (2011), **Karşılaştırmalı Makro İktisat**, Dördüncü Baskı, Murathan Yayınevi, Trabzon.

Bollerslev, T. ve Wooldridge, J. M. (1992), "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference in Dynamic Models with Time-Varying Covariances", **Econometric Reviews**, 11(2), 143-72.

Bollerslev, T. (1986), "A Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", **Journal of Econometrics**, 31, 307-27.

Bollerslev, T. (1986), "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", **Journal of Econometrics**, 31, 307-327.

Bredin, D. ve Fountas S. (2005), "Macroeconomic Uncertainty and Macroeconomic Performance: Are They Related?", **The Manchester School**, 73, 58-76.

Bredin, D. ve diğerleri (2008), "Macroeconomic Uncertainty and Performance in Asian countries", **The University of Macedonia Department of Economics Working Papers Series**, 10.

Brooks, C. (2008), **Introductory Econometrics for Finance**, Second Edition, New York: Cambridge University Press.

Caporale, T. ve McKiernan, B. (1996), "The Relationship Between Output Variability and Growth: Evidence from Past War UK Data", **Scottish Journal of Political Economy**, 43(2), 229-236.

Caporale, T. ve McKiernan, B. (1998), "The Fischer Black Hypothesis: Some Time-Series Evidence", **Southern Economic Journal**, 64(3), 765-771.

Carnero, M. ve diğerleri (2007), "Effects of Outliers on the Identification and Estimation of GARCH Models", **Journal of Time Series Analysis**, 28(4), 471-497.

Cass, D. ve Shell K. (1982), Les tâches solaires ont-elles de l'importance?, **Cahiers du séminaire d'économétrie**, 24: 93-127. <http://www.karlshell.com/pdfs/taches.pdf> (07.08.2010).

Cass, D. ve Shell K. (1983) "Do sunspots matter?" **Journal of Political Economy**, 91(2), 193-227.

Charles, A. ve Darné, O. (2005), "Outliers and GARCH Models in Financial Data", **Economics Letters**, 86, 347-352.

Charles, A. ve Darné, O. (2006), "Large Shocks and the September<sup>11</sup>th Terrorist Attacks on International Stock Markets", **Economic Modelling**, 23, 683-698.

Charles, A. ve Darne, O. (2005), "Outliers and GARCH Models in Financial Data", **Economics Letters**, 86(3), 347-352.

Chatterjee, P. ve Shukayev, M. (2006), Are Average Growth Rate and Volatility Related", **Bank of Canada Working Paper**, 24.

Chen C. ve Liu L.M. (1993), "Joint Estimation of Model Parameters and Outliers Effects in Time Series", **Journal of the American Statistical Association**, 88, 284-297.

Clarida, R. ve diğerleri (1999), "The Science of Monetary Policy: A New Keynesian Perspective", **Journal of Economic Literature**, 37(4), 1661-1707.

Dejuan, J. ve Gurrz, S. (2004), "On the Link between Volatility and Growth: Evidence from Canadian Provinces", **Applied Economics Letters**, 11, 279–282.

Diebold, F. X. ve Senhadji, A. S. (1996) The uncertain unit root in Real GNP: Comment, **American Economic Review** 86, 1291-1298.

Dixit, A. ve Rob, R. (1994) "Switching Costs and Sectoral Adjustments in General Equilibrium with Uninsured Risk", **Journal of Economic Theory**, 62(1), 48-69.

Bredin D. ve Fountas, S. (2004), "Macroeconomic Uncertainty and Macroeconomic Performance: Are they related?", **Money Macro and Finance (MMF) Research Group Conference**, 51, Money Macro and Finance Research Group.

Döpke, J. (2004), "How Robust is the Empirical Link between Business-Cycle Volatility and Long-Run Growth in OECD Countries", **International Review of Applied Economics**, 18(1), 103–121.

Ekinci, A. (2006), **İktisadi Dalgaların Kavramsal ve Teorik Analizi**, KTÜ SBE, Yayınlanmamış Yüksek Lisans Tezi.

Enders, W. (1995), **Applied Econometric Time Series**, John Wiley & Sons Inc.

Engle, R. (2001), "GARCH 101: The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics", **Journal of Economic Perspectives**, 15(4), 157–168.

Engle, R. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of UK Inflation", **Econometrica**, 50, 987-1008.

Engle, R. ve diğerleri (1987), "Estimating Time-varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model", **Econometrica**, 55, 391–408.

Eviews (2007), **EViews 6 User's Guide I**, <http://www.eviews.com>.

Fang, W. ve Miller, S. M. (2009), "Modeling the Volatility of Real GDP Growth: The Case of Japan Revisited", **Japan and the World Economy**, 21(3), 312-324.

Fatás, A. (2002), "The Effects of Business Cycles on Growth", **Central Bank of Chile Working Papers**, 156.

Fountas, S. ve diğerleri (2004), "Output Variability and Economic Growth: the Japanese Case", **Bulletin of Economic Research**, 56(4), 353-363.

Fountas, S. ve Karanasos, M. (2008), "Are Economic Growth and the Variability of the Business Cycles Related? Evidence from Five European Countries", **The University of Macedonia Department of Economics Working Papers Series**, 17.

Franses, P.H. ve Ghijssels H. (1999), "Additive Outliers, GARCH and Forecasting Volatility", **International Journal of Forecasting**, 15, 1-9.

Friedman, M. (1968), "The Role of Monetary Policy", **The American Economic Review**, 58(1), 1-17.

Gali, J. ve Hammour, M. (1991), "Long-run Effects of Business Cycles", **Mimeo**, Columbia University.

Glosten, L. R. ve diğerleri (1993), "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Nominal Excess Returns on Stocks", **Journal of Finance**, 48(5), 1779-801.

Granger, C. W. J. ve Newbold, P. (1974). "Spurious regressions in econometrics". **Journal of Econometrics**, 2, 111-120

Grier, K. B. ve Perry, M. J. (2000), "The Effects of Real and Nominal Uncertainty on Inflation and Output Growth: Some Garch-M Evidence", **Journal of Applied Econometrics**, 15, 45-58.

Hall, R., (1991), "Recessions as Reorganizations", **NBER Macro Annual**.

Henry, Ó. T. ve Olekalns, N. (2000), “The Effect of Recessions on the Relationship Between Output Variability and Growth”, **The University of Melbourne Department of Economics Working Papers Series**, 745.

Hodrick, R. J. ve Prescott E. C. (1997), “Postwar United States Business Cycles: An Empirical Investigation”, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29, 1-16.

Hotta, L.K. ve Tsay R.S. (1998), "Outliers in GARCH Processes, Graduate School of Business", **University of Chicago, unpublished manuscript**.

Jevons, W. S. (1884), **Investigations in Currency and Finance**, London: Macmillan.

Keynes, J. M. (1936), **The General Theory of Employment, Interest, and Money**, Macmillan, Cambridge University Press, for Royal Economic Society, electronic edition: <http://homepage.newschool.edu/het//texts/keynes/gtnote.htm> (03.03.2010).

Kneller, R. ve Garry, Y. (2001), “Business Cycle Volatility, Uncertainty and Long-run Growth”, **The Manchester School**, 69(5), Special Issue, 534-552.

Lee, J. (2010), “The Link between Output Growth and Volatility: Evidence from a GARCH Model with Panel Data”, **Economics Letters**, 106, 143–145.

Loayza, N. ve Hnatkovska, V. (2004), “Volatility and Growth”, **World Bank Policy Research Working Paper**, No. 3184.

Long, J. B. ve Plosser, C. I. (1983), “Real Business Cycles”, **Journal of Political Economy**, 91, 39–69.

Lucas, R. E. (1975), “An Equilibrium Model of the Business Cycle”, **The Journal of Political Economy**, 83(6), 1134–1144.

Lucas, R. E. (1987), **Models of Business Cycles**, Oxford, UK: Basil Blackwell.

Macri, J. ve Sinha, D. (2000), “Output Variability and Economic Growth”, **Journal of Economics and Finance**, 24(3), 275-282.

Mankiw, N. G. ve diğerleri (1992), “A Contribution to the Empirics of Economic Growth”, **The Quarterly Journal of Economics**, 107(2), 407-437.

Martin, P. ve Rogers, C. A. (2000), “Long-term Growth and Short-term Economic Instability”, **European Economic Review**, 44, 359-381.

Mazıbaş, M. (2005), “İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile bir Uygulama”, **VII. Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi Ekonometri Bölümü, İstanbul.



- Mirman, L. J. (1971), "Uncertainty and Optimal Consumption Decisions", **Econometrica**, 39(1), 179-185.
- Muller N. ve Yohai V. J. (2002), "Robust Estimates for ARCH Processes", **Journal of Time Series**, 23, 341-375.
- Muller N. ve Yohai V. J. (2008), "Robust Estimates for GARCH Models", **Journal of Statistical Planning and Inference**, 138(10), 2918-2940.
- Nelson, C. R. ve Plosser, C. I. (1982), "Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series : Some Evidence and Implications", **Journal of Monetary Economics**, 10(2), 139-162.
- Nelson, D. (1991), 'Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach', **Econometrica**, 59, 347-70.
- Pindyck, R. (1990), "Irreversibility, Uncertainty and Investment". **Journal of Economic Literature**, 29(3), 1110-48.
- Prescott, E. C. (1986), "Theory Ahead of Business Cycle Measurement", **Federal Bank of Minneapolis Quarterly Review**, 10(4), 9-22.
- Ramey, G. ve Ramey, V. (1991), "Technology Commitment and the Cost of Economic Fluctuations", **NBER Working Paper**, 3755.
- Ramey, G. ve Ramey, V. (1995), "Cross-Country Evidence on the Link between Volatility and Growth", **American Economic Review**, 85 (5), 1138-50.
- RiskMetrics (1996), Technical Document, Fourth Edition, New York, J.P.Morgan/Reuters, <http://www.faculty.idc.ac.il/kobi/RiskMGT/rmtd.pdf> (05.07.2011).
- Romer, P. (1986), "Increasing Returns and Long Run Growth", **Journal of Political Economy**, 94(5), 1002-1037.
- Saint-Paul, G. (1994), "Productivity Growth and the Structure of the Business Cycle", **European Economic Review**, 37(4).
- Samuelson, P. A. (1951), "Interactions Between The Multiplier Analysis and The Principle of Acceleration", *Review of Economic Statistics*, Vol. XXI, Number 2, (1939); **Tekrar Basım Readings in Business Cycle Theory**, Volume II, London: Richard D. Irwin Inc.
- Sandmo, A. (1970), "The Effect of Uncertainty on Saving", **Review of Economic Studies**, 37, 353-360.

Schumpeter, J. A. (1939), **Business Cycles: A Theoretical, Historical, and Statistical Analysis of The Capitalist Process**, Volume I, USA: McGraw-Hill Book Company.

Schwert, W. (1990), “Stock volatility and the crash of ‘87’”, **Review of Financial Studies**, 3, 77–102.

Shell, K. (1977), “Monnaie et allocation intertemporelle”, **Communication to the Roy-Malinvaud seminar**, Mimeo, Paris, November. (Title and abstract in French, text in English.) Forthcoming as a Vintage Unpublished Paper in Macroeconomic Dynamics.

Shell, K. (2007), “Sunspot Equilibrium”, Lawrence Blume and Steven Durlauf (Eds.), **A Dictionary of Economics**, The New Palgrave. <http://www.karlshell.com/pdfs/PalgraveSunspots20070510.pdf> (07.08.2010).

Solow, R. M. (1956), “A Contribution to the Theory of Economic Growth”, **Quartely Journal of Economics**, 70(1), 65-94.

Solow, R. M. (1957), “Technical Change and the Aggregate Production Function”, **Review of Economics and Statistics**, 39(3), 312-320.

Speight, A. E. H. (1999), “UK Output Variability and Growth: Some Further Evidence”, **Scottish Journal of Political Economy**, 46(2), 175-184.

Taylor, J. B. (1999), **Monetary Policy Rules**, Chicago: University of Chicago Press.

Taylor, J. B. (2000), “Teaching Modern Macroeconomics at the Principles Level”, **The American Economic Review**, 90(2).

Taylor, S. (1988), **Modelling Financial Time Series**, New York: Wiley.

TDK, (2011), **Genel Türkçe Sözlük**, [www.tdk.gov.tr](http://www.tdk.gov.tr) (21.05.2011).

Tolvi, J. (2001), “Outliers in Eleven Finnish Macroeconomic Time Series”, **Finnish Economic Papers**, 14, 14-32.

Woodford, M. (1990), “Learning to Believe in Sunspots”. **Econometrica**, 58(2), 277–307.

Young, A. (1993), “Invention and Bounded Learning by Doing”, **Journal of Political Economy**, 101(3), 443-472.

Zakoian, J. M. (1994), Threshold Heteroskedastic Models, **Journal of Economic Dynamics and Control**, 18, 931-955.

## ÖZGEÇMİŞ

Aykut Ekinci, 21.10.1980 tarihinde Ankara'da doğdu. 1999 yılında Ankara Türk Telekom Anadolu Teknik Lisesi Radyo Televizyon bölümünden, 2004 yılında KTÜ İİBF İktisat bölümünden ve 2005 yılında Çift Dal Programı ile KTÜ Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik ve Bilgisayar Bilimleri bölümünden mezun oldu. 2005 yılında KTÜ Sosyal Bilimler Enstitüsünde araştırma görevlisi olarak başladığı çalışma hayatını; 2008 sonrasında Türkiye Kalkınma Bankasında ekonomist olarak sürdürmektedir.

Ekinci, evli olup İngilizce bilmektedir.