

**T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**KREDİ RİSKİ MODELLEMESİ: TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜ
İÇİN EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

EMRE ÜRKMEZ

İSTANBUL, 2013

**T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ BİLİM DALI**

**KREDİ RİSKİ MODELLEMESİ: TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜ
İÇİN EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM**

YÜKSEK LİSANS TEZİ

EMRE ÜRKMEZ

Tez Danışmanı: Prof. Dr. ŞAHAMET BÜLBÜL

İSTANBUL, 2013



T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ MÜDÜRLÜĞÜ

TEZ ONAY BELGESİ

EKONOMETRİ Anabilim Dalı EKONOMETRİ Bilim Dalı TEZLİ YÜKSEK LİSANS öğrencisi EMRE ÜRKMEZ'nin KREDİ RİSKİ MODELLEMESİ: TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜ İÇİN EKONOMETRİK BİR YAKLAŞIM adlı tez çalışması, Enstitümüz Yönetim Kurulunun 20.11.2013 tarih ve 2013-44/7 sayılı kararıyla oluşturulan jüri tarafından oy birliği / ~~oy çokluğu~~ ile Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Tez Savunma Tarihi 05/12/2013

Öğretim Üyesi Adı Soyadı

İmzası

1.	Tez Danışmanı	Prof. Dr. ŞAHAMET BÜLBÜL	
2.	Jüri Üyesi	Prof. Dr. SELAHATTİN GÜRİŞ	
3.	Jüri Üyesi	Doç. Dr. FİLİZ ÇAKIR ZEYTİNOĞLU	

ÖZET

Çalışmada, Türk bankacılık sektörünün karşı karşıya kaldığı riskler arasında önemli payı olan kredi riskine odaklanılarak, kredi kalitesinin göstergesi olarak kabul edilen takip oranının, seçilmiş makroekonomik değişkenlerle ilişkisi VAR yöntemi kullanılarak incelenmiş, söz konusu makroekonomik değişkenlerde meydana gelecek şoklara bağlı olarak bankacılık sektörünün kredi kalitesinin nasıl etkileneceği araştırılmıştır. Bu kapsamda, tahmin edilen model 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nde meydana gelen finans krizinin, Türk bankacılık sektörüne etkilerini incelemek amacıyla kriz öncesi ve sonrası dönemi kapsayan 2005:01–2013:04(aylık) dönemi için uygulanmıştır. Analizin ana değişkenleri olan sanayi üretim endeksi(SUE) ve takip oranları(TO) serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığının ve yönünün belirlenmesi amacıyla, Granger nedensellik testi yapılmıştır. Elde edilen bulgular ile SUE ve TO arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi söz konusudur.

Ayrıca, 2003:01-2013:03 dönemi için Türk bankacılık sektörünün dayanıklılığının göstergesi olan takip oranları serisi ARCH modelleri yardımıyla analiz edilmiş, ikinci bir model olarak çalışma kapsamında sonuçları değerlendirilmiştir.

Anahtar Kelimeler: Risk, Kredi Riski, Strest Testleri, VAR, Granger Nedenselliği, ARCH

ABSTRACT

The main focus of this study is credit risk that is a major threat for the Turkish banking industry. I try to illustrate the relationship between default rate which is regarded as an indicator of credit quality and selected macroeconomic variables by using VAR analysis. Any shock that affects the above mentioned macroeconomic variables has been taken into account. The effects of shocks on the banking industry and credit quality have been studied. Estimated model has been applied for the period between January 2005 and April 2013 in which default rates decline. Granger Causality test conducted to show the existence and two-way direction of the causality between industrial production index and default rates.

Default rates which is accepted as a sign of Turkish banking industry robustness analyzed with the support of ARCH models for January 2003 and March 2013 term. Results of the second model are also evaluated in the study.

Key Words: Risk, Credit risk, Stress Testing, VAR, Granger Causality, ARCH.

ÖNSÖZ

Tez çalışmamın tüm aşamalarında değerli görüşleri ile katkıda bulunan tez danışmanım Prof. Dr. Şahamet Bülbül'e, analiz bölümünde ilgisini, bilgisini ve desteğini benden esirgemeyen değerli hocam Prof. Dr. Selahattin Güriş'e, çalışmamı daha iyi noktalara taşımamda eserleriyle ışık tutan değerli hocalarım; Prof. Dr. Mustafa Sevüktekin, Doç. Dr. K. Evren Bolgün, M. Barış Akçay, Ayhan Altıntaş, Evrim Beşe ve Özlem Yüksel'e teşekkürlerimi bir borç bilirim. Ayrıca, tüm eğitim hayatım boyunca benden maddi ve manevi desteğini esirgemeyen aileme ve yüksek lisans eğitimimin tamamında her konuda bana destek olan Prof. Dr. Osman Karamustafa hocama ve son olarak araştırma görevlisi arkadaşlarım; Özlem Tuba Koç, Togan Karataş ve Ömer Faruk Bölükbaşı'na çok teşekkür ederim.

İstanbul, Aralık 2013

Emre Ürkmez

İÇİNDEKİLER

Sayfa No

ÖZET	i
ABSTRACT	ii
ÖNSÖZ	iii
GRAFİKLER LİSTESİ	ix
TABLolar LİSTESİ	xi
KISALTMALAR	xiii
GİRİŞ	xv

BİRİNCİ BÖLÜM

BANKACILIK SEKTÖRÜNDE RİSK KAVRAMI, RİSK YÖNETİMİ VE STREST TESTLERİ

1.1. Risk Kavramı ve Risk Yönetimi	1
1.1.1. Risk Kavramı	1
1.1.2. Bankacılıkta Risk	2
1.1.3. Bankacılıkta Risk Yönetimi	2
1.1.4. Bankacılık Sektöründe Risk Çeşitleri	3
1.1.4.1. Kredi Riski	4
1.1.4.2. Piyasa Riski	4
1.1.4.2.1. Faiz Oranı Riski	4
1.1.4.2.2. Döviz Kuru Riski	5
1.1.4.2.3. Likidite Riski	5
1.1.4.3. Operasyonel Risk	6
1.1.5. Kredi Riski ile İlgili Bazı Temel Kavramlar	6
1.1.6. Kredi Riski Ölçüm Yöntemleri	7

1.1.6.1. Standart Yaklaşım	7
1.1.6.2. İçsel Derecelendirme Yaklaşımı	8
1.2. Kredi Riski Ölçüm Modelleri.....	8
1.2.1. Riske Maruz Değer Modeli: Credit Metrics	9
1.2.2. Merton Modeli: Moody's KMV	10
1.2.3. Aktüerya Modeli: Credit Risk+	11
1.2.4. Makroekonomik Model: Credit Portfolio View	11
1.2.5. Kredi Riski Ölçüm Modellerinin Karşılaştırılması	12
1.3. Türk Bankacılık Sektöründe Kredi Takip Oranları	13
1.4. Strest Testi Kavramı	18
1.4.1. Portföy Strest Testleri.....	18
1.4.2. Finansal Sistemde Strest Testleri.....	19
1.5. Bankacılık Sektörü için Strest Testlerinin Önemi	19
1.6. Merkez Bankalarınca Uygulanan Strest Testleri Uygulamaları.....	20
1.6.1. Amerika Birleşik Devletleri	21
1.6.2. Avrupa Birliği	21
1.6.3. Türkiye	22
1.7. Strest Testlerinin Etki-Tepki Analizi ile İlişkisi	23

İKİNCİ BÖLÜM

ANALİZLERDE KULLANILACAK EKONOMETRİK YÖNTEMLER

2.1. Zaman Serisi Tanımı ve Özellikleri.....	24
2.2. Zaman Serisi Analizinin Amaçları	25
2.3. Zaman Serilerinin Uygulama Alanları.....	26
2.4. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler	26
2.4.1. Uzun Dönem Eğilimi(Trend) “T”	27
2.4.2. Mevsimsel (Seasonal) Dalgalanmalar “M”	28
2.4.3. Konjonktürel Dalgalanmalar (Cyclical) Dalgalanmalar “K”	28
2.4.4. Düzensiz (Irregular) Dalgalanmalar “D”	30

2.5. Tek Değişkenli Zaman Serisi Modelleri	30
2.5.1. Otoregresif Süreç(Autoregressive Process – AR).....	31
2.5.1.1. AR(1) Sürecinin Özellikleri	31
2.5.1.2. AR(2) Sürecinin Özellikleri	34
2.5.1.3. Otoregresif Sürecin Derecesinin Belirlenmesi.....	36
2.5.2. Hareketli Ortalama Süreci(Moving Average Process – MA).....	37
2.5.2.1. MA(1) Sürecinin Özellikleri	37
2.5.2.2. MA(2) Sürecinin Özellikleri	39
2.5.3. Karma Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci(Autoregressive Moving Average Process – ARMA)	40
2.5.3.1. ARMA(1,1) Sürecinin Özellikleri.....	41
2.5.4. Homojen Durağan Olmayan Süreç(Autoregressive Integrated Moving Average Process – ARIMA)	43
2.5.5. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli(ARCH)	43
2.5.6. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli(GARCH)	44
2.5.7. Box-Jenkins(BJ) Yöntemi	44
2.6. Ekonometrik Yöntemler.....	45
2.6.1. Durağanlık Kavramı.....	45
2.6.2. Birim Kök Testleri	47
2.6.2.1. Dickey-Fuller(DF) Testi	47
2.6.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller(ADF) Testi.....	49
2.6.2.3. Yapısal Kırılma Durumunda Kullanılan Birim Kök Testleri	50
2.6.2.3.1. Perron(1989) Birim Kök Testi.....	50
2.6.2.3.2. Zivot-Andrews(1992) Birim Kök Testi	52
2.6.3. Granger Nedensellik Testi.....	53
2.6.4. Vektör Otoregresif(VAR) Modeli.....	55
2.6.4.1. Etki-Tepki(IR) Fonksiyonları	56
2.6.4.2. Varyans Ayırıştırması(Variance Decomposition).....	57

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜ İÇİN KREDİ RİSKİ MODELLEMESİ VE ANALİZİ

3.1. Çalışmanın Amacı	58
3.2. Kredi Takip Oranları ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişki.....	58
3.3. Örneklem Dönemi.....	60
3.4. Veri Seti	60
3.5. Durağanlık Analizleri	62
3.5.1. Takip Oranları(TO) Serisinin Analizi.....	62
3.5.2. Sanayi Üretim Endeksi(SUE) Serisinin Analizi	67
3.5.3. Enflasyon(ENF) Serisinin Analizi.....	73
3.5.4. Faiz Oranı(FO) Serisinin Analizi.....	74
3.5.5. Döviz Kuru(DK) Serisinin Analizi.....	79
3.5.6. Tüketici Güven Endeksi(TGE) SerisininAnalizi	84
3.6. Granger Nedensellik Analizi.....	90
3.6.1. LSUE→LTO Nedensellik İlişkisi Analizi.....	90
3.6.2. LTO→LSUE Nedensellik İlişkisi Analizi.....	92
3.7. Makroekonomik Değişkenler için VAR Modeli	93
3.7.1. Etki-Tepki Analizi Sonuçları(Impulse-Response-IR).....	97
3.7.2. Varyans Ayrıştırma Analizi Sonuçları(Variance Decomposition-VDC)	99
3.8. Takip Oranları Serisinin Modellenmesi.....	101
3.8.1. KTO Serisi için Durağanlık İncelemesi	101
3.8.1.1. KTO Serisi için Uygun ARMA Modelinin Seçimi.....	103
3.8.1.2. KTO Serisi için Uygun ARCH Modelinin Belirlenmesi.....	104
3.8.2. GTO Serisi için Durağanlık İncelemesi	106

3.8.2.1. GTO Serisi için Uygun ARMA Modelinin Seçimi.....	108
3.8.2.2. GTO Serisi için Uygun ARCH Modelinin Belirlenmesi.....	109
3.8.3. Öngörü Performansının Değerlendirilmesi	110
SONUÇ VE DEĞERLENDİRME	112
KAYNAKÇA	115
ÖZGEÇMİŞ	122

GRAFİKLER LİSTESİ

Sayfa No

Grafik 1.1 Türk Bankacılık Sektöründe Nakdi Kredilerin Sektörel Gelişimi	13
Grafik 1.2 Tüketici Kredilerinin Yıllık Büyüme Hızı ve Gelişimi	14
Grafik 1.3 Konut Kredilerinin ve Hanehalkı Yükümlülüklerinin Yıllık Büyüme Hızının Gelişimi	14
Grafik 1.4 Krediler ve Ekonomik Büyümenin Gelişimi	15
Grafik 1.5 Kredilerin Görünümü	15
Grafik 1.6 Takipteki Alacaklar ve Takibe Dönüşüm Oranının Gelişimi	16
Grafik 1.7 Kredi Türlerine Göre TDO ve TGA Gelişimi.....	16
Grafik 1.8 Bireysel Kredilerin TDO ve TGA Gelişimi.....	17
Grafik 1.9 Takipteki Alacaklar ve TDO'nun Sektörel Dağılımdaki Değişimi.....	17
Grafik 2.1 Farklı Trend Grafikleri	27
Grafik 2.2 Mevsimsel Dalgalanmalar	28
Grafik 2.3 Konjonktür Dalgalanmaları	29
Grafik 3.1 Makroekonomik Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri	61
Grafik 3.2 Takip Oranları Serisinin Grafiği ve Korelogramı	62
Grafik 3.3 Logaritmik Takip Oranları Serisinin Grafiği ve Korelogramı	63
Grafik 3.4 LTO Serisi DF Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri	64
Grafik 3.5 LTO Serisi ADF(3) Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri	65
Grafik 3.6 Sanayi Üretim Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı	67
Grafik 3.7 Logaritmik Sanayi Üretim Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı	68
Grafik 3.8 Enflasyon Serisinin Grafiği ve Korelogramı	73
Grafik 3.9 Faiz Oranı Serisinin Grafiği ve Korelogramı.....	74
Grafik 3.10 Logaritmik Faiz Oranı Serisinin Grafiği ve Korelogramı	74
Grafik 3.11 LFO Serisi için DF Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri	75
Grafik 3.12 LFO Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri	76
Grafik 3.13 Döviz Kuru Serisinin Grafiği ve Korelogramı.....	79
Grafik 3.14 Logaritmik Döviz Kuru Serisinin Grafiği ve Korelogramı.....	79

Grafik 3.15 LDK Serisi için DF Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri	80
Grafik 3.16 LDK Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri	81
Grafik 3.17 Tüketici Güven Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı.....	84
Grafik 3.18 Logaritmik Tüketici Güven Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı	84
Grafik 3.19 VAR(4) Modeli için Karakteristik Kökler ve Grafiği	96
Grafik 3.20 TO ile KTO Serilerinin Grafiği.....	101
Grafik 3.21 KTO Serisinin Dağılım Grafiği.....	102
Grafik 3.22 KTO Serisinin Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri.....	103
Grafik 3.23 KTO Serisi ile Öngörü Serisinin Karşılaştırılması.....	105
Grafik 3.24 TO ile GTO Serilerinin Grafiği.....	106
Grafik 3.25 GTO Serisinin Dağılım Grafiği.....	107
Grafik 3.26 GTO Serisinin Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri.....	107
Grafik 3.27 KTO ve GTO Serileri için ARCH(1) Modelinin Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması	110
Grafik 3.28 GTO Serisi ile Öngörü Serisinin Karşılaştırılması.....	111
Grafik 3.29 GTO Serisi için İleriye Yönelik Öngörü Grafiği	111

TABLÖLER LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 1.1 Credit Metrics/CreditVar Yapıtaşları.....	9
Tablo 3.1 Takip Oranları ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki Korelasyon Matrisi.....	59
Tablo 3.2 Makroekonomik Değişkenler için Tanımlayıcı İstatistikler.....	60
Tablo 3.3 LTO Serisi için DF Test Denklemi Tahmin Sonucu	63
Tablo 3.4 LTO Serisi için ADF(3) Denklemi Tahmin Sonucu.....	64
Tablo 3.5 LTO Serisi için ADF(3) Denklemi Artıklarına Uygulanan White Testi Sonucu	65
Tablo 3.6 LTO Serisi için Kısıtlı Denklem Tahmin Sonucu	66
Tablo 3.7 LTO Serisi için DF(79) Test İstatistiği Sonuçları.....	67
Tablo 3.8 Model A için Kukla Değişkenin Tanımlanması	69
Tablo 3.9 Model A için Tanımlanan Alternatif Hipotezinin Tahmin Sonucu	69
Tablo 3.10 Enflasyon Serisinin DF(79) Test İstatistiği Sonuçları	73
Tablo 3.11 LFO Serisi için DF Test Denklemi Tahmin Sonucu.....	75
Tablo 3.12 LFO Serisi için ADF(1) Denklemi Tahmin Sonucu	76
Tablo 3.13 LFO Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarına Uygulanan White Testi Sonucu	77
Tablo 3.14 LFO Serisi için Kısıtlı Denklem Tahmin Sonucu	78
Tablo 3.15 LFO Serisi için DF(79) Test İstatistiği Sonuçları.....	78
Tablo 3.16 LDK Serisi için DF Test Denklemi Tahmin Sonucu	80
Tablo 3.17 LDK Serisi için ADF(1) Denklemi Tahmin Sonucu	81
Tablo 3.18 LDK Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarına Uygulanan White Testi Sonucu	82
Tablo 3.19 LDK Serisi için Kısıtlı Denklem Tahmin Sonucu	83
Tablo 3.20 LDK Serisi için DF(79) Test İstatistiği Sonuçları	83
Tablo 3.21 Model B için Kukla Değişkenlerin Tanımlanması	85
Tablo 3.22 Model B için Tanımlanan Alternatif Hipotezinin Tahmin Sonucu	86
Tablo 3.23 Model B için Tanımlanan Alternatif Hipotezinin ADF(1) Tahmin Sonucu	87
Tablo 3.24 LTO Serisi için Granger Nedensellik Kısıtsız Test Denklemi Tahmin Sonucu	91
Tablo 3.25 LTO Serisi için Granger Nedensellik Kısıtlı Test Denklemi Tahmin Sonucu	91

Tablo 3.26 LSUE Serisi için Granger Nedensellik Kısıtsız Test Denklemi Tahmin Sonucu	92
Tablo 3.27 LSUE Serisi için Granger Nedensellik Kısıtlı Test Denklemi Tahmin Sonucu	93
Tablo 3.28 VAR Modeli için Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi.....	94
Tablo 3.29 VAR(4) Modeli için LM Test İstatistiği Sonuçları.....	94
Tablo 3.30 VAR(4) Modeli için Çarpım Terimsiz White Test İstatistiği Sonuçları.....	95
Tablo 3.31 VAR(4) Modeli Artıkları için Jarque-Bera Test İstatistiği Sonuçları.....	96
Tablo 3.32 Takip Oranları Serisi için Varyans Ayırıştırması Sonuçları.....	100
Tablo 3.33 Sanayi Üretim Endeksi Serisi için Varyans Ayırıştırması Sonuçları.....	100
Tablo 3.34 KTO Serisi için Durağanlık İncelemesi	102
Tablo 3.35 KTO Serisi için ARMA(1,1) Modelinin Tahmin Sonucu.....	104
Tablo 3.36 ARMA(1,1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu.....	104
Tablo 3.37 KTO Serisi için ARCH(1) Modelinin Tahmin Sonucu.....	105
Tablo 3.38 ARCH(1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu	105
Tablo 3.39 GTO Serisi için Durağanlık İncelemesi	106
Tablo 3.40 GTO Serisi için ARMA(1,1) Modelinin Tahmin Sonucu.....	108
Tablo 3.41 ARMA(1,1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu.....	108
Tablo 3.42 GTO Serisi için ARCH(1) Modelinin Tahmin Sonucu.....	109
Tablo 3.43 ARCH(1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu	109
Tablo 3.44 GTO Serisi için İleriye Yönelik Öngörü Tahmin Değerleri.....	111

KISALTMALAR

ACF	Otokorelasyon Fonksiyonu
ADF	Geniřletilmiş Dickey-Fuller Birim Kk Testi
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
AR	Otoregresif Sre
ARCH	Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans
ARIMA	Otoregresif Entegre Hareketli Ortalama Sreci
ARMA	Otoregresif Hareketli Ortalama Sreci
BCBS	Basel Bankacılık Denetim Komitesi
BDDK	Bankacılık Dzenleme ve Denetleme Kurumu
BIS	Uluslararası demeler Bankası
DF	Dickey-Fuller Birim Kk Testi
DK	Dviz Kuru
DSP	Fark Duraęan Sre
EKK	En Kk Kareler Yntemi
ENF	Enflasyon
FED	Amerikan Merkez Bankası
FO	Faiz Oranı
FPE	Son ngr Hatası
FSAP	Finansal Sektr Deęerlendirme Programı
GARCH	Genelleřtirilmiş Otoregresif Kořullu Deęiřen Varyans
GSYH	Gayri Safı Yurt İi Hasıla
HQ	Hannan-Quinn Bilgi Kriteri

IMF	Uluslararası Para Fonu
IR	Etki-Tepki Fonksiyonları
JB	Jarque-Bera Testi
LR	Olabilirlik Oranı
MAE	Ortalama Mutlak Hata
MAPE	Ortalama Mutlak Yüzdelik Hata
OECD	Ekonomik Kalkınma ve İşbirliği Örgütü
PACF	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
PP	Phillips-Perron Birim Kök Testi
RMSE	Ortalama Hata Karesinin Kökü
SIC	Schwarz Bilgi Kriteri
SUE	Sanayi Üretim Endeksi
TCMB	Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
TDO	Takipteki Dönüşüm Oranları
TGE	Tüketici Güven Endeksi
TIC	Theil Eşitsizlik Katsayısı
TMSF	Tasarruf Mevduatı Sigorta Fonu
TO	Takip Oranları
TSP	Trend Durağan Süreç
VAR	Vektör Otoregresif
VDC	Varyans Ayrıştırma
VMA	Hareketli Ortalama Vektörü

GİRİŞ

Döviz kuru, enflasyon, faiz oranı, üretim düzeyi gibi makroekonomik değişkenlerin finansal sektörün istikrarının sağlanmasında önemli bir yeri vardır. Bankacılık sektöründe sağlanacak istikrar, ekonominin bütününe etki edebileceği gibi ekonomideki istikrar da bankacılık sektörünü etkiler. Finansal sektörün ülkemizdeki en önemli aktörü konumunda olan bankalar da bu nedenle ekonomi açısından önemli bir yere sahiptir.

Bankacılık sektöründe yaşanabilecek sıkıntıların, diğer sektörlerle de yayılarak ekonomideki istikrarı olumsuz yönde etkileyebilecek hale gelmesi riskine karşılık bankacılık sektörünün krizlerden korunarak istikrarlı bir şekilde ekonomik işleyişin içinde yer alması gerekmektedir. Bankacılık sektöründe yaşanabilecek krizlerin önüne geçebilmek için çeşitli yöntemler vardır. Bunlardan biri bankaların risk yönetimine sahip olmalarıdır. Risk yönetimi, bankaların makul düzeylerde kar sağlayabilmeleri ve ekonomi içerisinde verimli bir şekilde çalışabilmeleri için gereklidir. Bir diğeri ise ekonomide meydana gelebilecek gelişmelere bağlı olarak bankacılık sektöründe oluşabilecek riskleri önceden tespit etmede kullanılan stres testleridir.

2008 yılında ABD’de meydana gelen subprime mortgage finans krizinin, kısa süre sonra Avrupa ülkelerine sıçraması stres testlerini finans dünyasının önemli bir risk yönetim aracı haline getirmiştir. Birçok gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin merkez bankaları veya bankacılık denetim otoriteleri tarafından stres testleri uygulanmıştır.

Bu tez çalışmasında, Türk bankacılık sektörü için makroekonomik değişkenlere dayalı bir kredi riski modeli oluşturulmuş ve bu model yardımıyla bankalar için olası risklerin önceden tespitine yönelik etki-tepki analizinden yararlanılmıştır. Literatürde Türk bankacılık sektörü için kredi riski’nin önemini ve bu riski en aza indirgeyebilmek için kullanılan yöntemlerden biri olan kredi riski ölçüm modellerinin nasıl uygulandığının açıklandığı az sayıda çalışma olduğu tespit edilmiştir. Tez kapsamında, öncelikle Türk bankacılık sektöründe kredi riskini etkileyen makroekonomik değişkenlerin neler olabileceği araştırılmış ve daha sonra da kredi riskini, takip oranları ve makroekonomik değişkenlerle(döviz kuru, faiz oranı,

enflasyon, üretim düzeyi vb.) ilişkilendirilen bir Vektör Otoregresif(VAR) Model oluşturulmuştur.

Bu kapsamda tezin birinci bölümünde öncelikle bankacılık sektöründe kullanılan risk kavramı, risk yönetimi ve takip oranları hakkında ayrıntılı bilgi verilmiş ve daha sonra stres testi kavramı ile ilgili açıklamalar yapılmıştır. Ayrıca Dünya'daki merkez bankaları ve finans otoriteleri tarafından uygulanan stres testi uygulamalarına yer verilmiş ve stres testlerinin etki-tepki fonksiyonları ile ilişkisi incelenmiştir.

İkinci bölümde, tez kapsamında kullanılan ekonometrik yöntemlerden bahsedilmiştir. Öncelikle zaman serisinin tanımı ve bileşenleri hakkında geniş bilgi verilmiş, sonrasında durağanlık analizi, birim kök testlerinden Genişletilmiş Dickey-Fuller(ADF) ve yapısal kırılma durumunda kullanılan Perron(1989) ve Zivot-Andrews(1992) birim kök testleri tanıtılmıştır. Ayrıca uygulanan Granger nedensellik analizi, VAR modeli, etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma tekniği hakkında teorik bilgi verilmiştir.

Üçüncü bölümde ise Türk Bankacılık Sektörüne ait takip oranlarının ilgili makroekonomik değişkenlerle olan şok ilişkileri etki-tepki fonksiyonları yardımıyla incelenmiş, daha sonra ARCH modelleri kullanılarak takip oranları ile ilgili ileriye yönelik öngörüler ortaya koyulmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın sonuç bölümünde ise; VAR modelinden hareketle elde edilen kredi risk modeli tahmin edilmiştir. Bu tahmin sonucunda, büyümeyi temsil eden sanayi üretim endeksi serisinde bir şok meydana geldiğinde bunun krediler üzerindeki etkisi kısa dönemde bankaların kredi kalitesini etkilemezken, orta vadede kredi kalitesini kötüleştirici bir etki yaptığı sonucuna ulaşılmıştır. Son olarak kredi takip oranları serisi ile volatilité modeli oluşturulmuş ve öngörü sonucunda, 2013 yılının ikinci çeyreğinde düşüş eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum kişilerin gelirleri, faiz oranları ve bankaların daha dikkatli kredi vermeye başlaması gibi etmenlere bağlı olarak gerçekleştiğini söyleyebiliriz. Ayrıca ticari ve konut kredilerine uygulanan faiz oranlarının düşmesi sonucu tüketiciler, kredi faiz oranlarındaki düşüşle birlikte bankalardan aldıkları borçlarını kısa vadede ödeyebilir duruma gelmiştir.

BİRİNCİ BÖLÜM

BANKACILIK SEKTÖRÜNDE RİSK KAVRAMI, RİSK YÖNETİMİ ve STREST TESTLERİ

1.1. Risk Kavramı ve Risk Yönetimi

Bu bölümde ilk olarak bankacılık sektöründe risk ve uygulanan risk yönetimi, karşılaşılan risk çeşitleri, kredi takip oranları, stres testi ve uygulamaları üzerinde durulacaktır.

1.1.1. Risk Kavramı

Risk kavramının finans yazınındaki tanımlarına bakıldığında, bu kavramın değişkenlik ya da belirsizlik kavramlarıyla yakın bir ilişkisi olduğu sonucuna varılabilir. Bu nedenle riski, taraflarca kabul edilen veya istenilen yükümlülüklerin yerine getirilmemesi, beklenen olayların gerçekleşmemesi ya da beklenmeyen durumların ortaya çıkmasına bağlı olarak zarar edilmesi olasılığı olarak tanımlamak mümkündür(Alkın, Savaş ve Akman, 2011, 105).

Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu(BDDK) yayınladığı “Bankaların İç Sistemleri Hakkında” yönetmelikte riskin tanımını yapmıştır. İlgili yönetmelikte risk, bir işleme ya da faaliyete ilişkin bir parasal kaybın ortaya çıkması veya bir giderin ya da zararın oluşması halinde ekonomik faydanın azalması olasılığı olarak tanımlanmıştır(BDDK, 2006, 3).

Başka bir tanıma göre risk, gerçekleşen gelirler ile beklenen gelirler arasındaki fark sonucu zararın doğma olasılığı olarak tanımlanabilir. Bu tanımdan da anlaşılacağı gibi risk istenilmeyen bir olayın gerçekleşmesidir(Babuşcu, 1997, 60).

1.1.2. Bankacılıkta Risk

Bankacılık açısından risk, bankanın zarara uğrama olasılığıdır. Bankalarda işletmeler gibi kar amacı gütmektedirler. Bankaları işletmelerden ayıran en temel özellik, varlıklarının finansal ürünlerden oluşmasıdır. Bu ürünler ekonomideki mevcut duruma göre fiyatlandırılmaktadır. Örneğin bir ekonomide tüketici kredilerine uygulanan faiz oranlarının artması bekleniyorsa, işletmeler/bireylerin kredi kullanma eğilimleri azalır, bunun sonucunda da bankaların faaliyet karlarının düşmesi beklenir.

Dünya genelindeki sosyo-ekonomik gelişmelerin ekonomideki tüm birimleri etkiler hale gelmesi, bankacılık faaliyetleri ile ortaya çıkabilecek muhtemel risklerin mümkün oldukça ölçülmesi ve kontrol altına alınması ihtiyacını artırmıştır. Bu anlamda bankaların etkisinde kaldığı risklerin etkin bir biçimde ölçülmesi, kontrol edilmesi ve yönetilmesi için bu riskler belirlenmeli, tanımlanmalı ve sınıflandırılmalıdır.

1.1.3. Bankacılıkta Risk Yönetimi

Sovyetler Birliğinin çöküşüyle birlikte hızlanan süreç ve bu sürecin bir sonucu olarak sermayenin tüm dünya piyasalarında serbest dolaşımı, özellikle gelişmekte olan ülkelerde finansal krizlerin yaşanmasına yol açmıştır. Örneğin Arjantin ekonomisinin sıcak para girişine bağımlı kalması sonucunda 2001 yılında meydana gelen finansal krizin derinleşmesine neden olmuştur. Türkiye’de de 2000 yılının Kasım ve 2001 yılının Şubat aylarında peş peşe iki finansal kriz yaşanmış ve aynı dönemde çok sayıda bankanın tasfiyesi gerçekleştirilmiştir. Bunun sonucu olarak birçok küçük ve orta ölçekli işletmeler kapanmış ve işsizlik oranı tarihi seviyelere çıkmıştır. Son olarak 2008 yılında önce ABD’de başlayan ve ardından Avrupa’ya sıçrayan finansal kriz, mortgage kredisi alan tüketicilerin bankalara olan borçlarını ödeyememesi sonucu ortaya çıkmış ve Dünya’daki bankacılık ve finans sistemini olumsuz etkilemiştir. Bu nedenle risk yönetimi küreselleşme ile birlikte finansal kurumlar ve bankalar için önemli bir araç olduğunu söyleyebiliriz.

Hisse senetleri piyasaları ve uluslararası finansal kuruluşlar arasında sayısı giderek artan yeni finansal ürünler de risk yönetimini gerekli kılmaktadır. Artan belirsizlikten korunma amaçlı olarak ortaya çıkarılan ve türev ürünler olarak adlandırılan forward, futures, swap ve opsiyon vb. ürünlerin kar elde etme amacıyla kullanılmaları, yatırımcıları yeni ve yönetilmesi uzmanlık isteyen risklerle baş etmek durumunda bırakmıştır(Teker, 2006, 14).

Finansal krizlerin risk yönetimini tüm dünyada gerekli hale getirmesi, uluslararası bir düzenleme kurulu olarak Bank of International Settlement(BIS)'in kurulmasına neden olmuştur. Kurul bünyesinde faaliyet gösteren Basel Komitesi, gelişmiş piyasa ekonomilerinin bankacılık gözetim otoritesi olarak, merkez bankaları başkanları tarafından 1975'te kurulmuştur. Kurulun görevleri arasında risk yönetimi ile ilgili evrensel standartlar oluşturma ve komite üyesi ülkelerin bankaları ve finansal kuruluşları arasında hukuki mevzuat çalışmaları yapılmaktadır. Komite yaptığı çalışmalar sonucunda birincisi 1988'de ve ikincisi 2004'te olmak üzere iki temel çalışma yayınlamıştır. Bu temel çalışmalar her ne kadar tavsiye niteliğinde olsalar da hem Komite üyesi ülkeler tarafından kanunlaştırılıp uygulamaya konulmuş, hem de Komite üyesi olmayan ülkeler tarafından yakından takip edilmiştir(BDDK, 2007, 22). Türkiye'de de BDDK, Basel Komitesi tarafından alınan kararlar çerçevesinde, bankacılık faaliyetinin risk yönetimi odaklı yapılması için gerekli olan yasal düzenlemeleri yapmaktadır.

1.1.4. Bankacılık Sektöründe Risk Çeşitleri

Bankaların karşılaştıkları riskleri, genel olarak üç kategoride toplamak mümkündür. Bunlar kredi riski, piyasa riski ve operasyonel riskler olarak ifade edilebilir(Bolgün ve Akçay, 2005, 217). Piyasa riski kategorisi altında bankaların finansal varlık portföyü değerini etkileyen makroekonomik değişkenlerden kaynaklanan riskler yer alır. Buna faiz riski, kur riski, enflasyon riskleri örnek verilebilir. Bu ana riskler ve bu riskleri oluşturan alt risk faktörleri bu başlık altında kapsamlı olarak incelenecektir.

1.1.4.1.Kredi Riski

Kredi riski, kredi müşterisinin yapılan sözleşme gereklerine uymayarak yükümlülüğünü kısmen veya tamamen zamanında yerine getirememesinden dolayı bankanın maruz kalabileceği zarar olasılığını ifade etmektedir(BDDK, 2006, 2). Bir başka deyişle, banka müşterisinin almış olduğu kredinin anapara ve faizini zamanında ve tam olarak bankaya geri ödeyememesi riskidir. Bu durum “Temerrüde düşme riski” olarak da ifade edilir.

Kredi riski işletme faaliyetlerinin yanı sıra ekonomik dalgalanmalardan da etkilenmektedir. Ekonominin yükseliş dönemlerinde kredi riskinin azalması beklenirken, ekonominin daralma dönemlerinde anapara ve faiz ödemelerinde yaşanan zorluklar nedeniyle artmaktadır. Bankalar ve denetim otoriteleri kredi riskini periyodik takip etmeli ve olası etkilerini asgari düzeyde tutabilmek için her türlü önlemi almalıdırlar.

1.1.4.2.Piyasa Riski

Piyasa riski, bankaların alım-satım hesapları içerisinde yer alan çeşitli finansal varlıklarına ve yükümlülüklerine ilişkin pozisyonların değerinde faiz oranları, hisse senedi fiyat değişiklikleri ve döviz kurlarındaki dalgalanmalar nedeniyle meydana gelebilecek ve bankaların sermayelerini veya gelirlerini olumsuz yönde etkileyebilecek zarar riskini ifade etmektedir(BDDK, 2012, 22).

Piyasa riski, bir ülkede meydana gelebilecek olası ekonomik kriz ve siyasal istikrarsızlık gibi nedenlerle piyasa fiyatlarında yüksek dalgalanmalar ile sonuçlanabilecek beklenmedik etkiler yaratabilir. Türkiye’de faaliyet gösteren bankaların pozisyonları incelendiğinde, piyasa risklerini; faiz, döviz kuru ve likidite riski olmak üzere üç alt başlık altında inceleyebiliriz.

1.1.4.2.1. Faiz Oranı Riski

Faiz riski, faiz oranlarındaki hareketler nedeniyle bankanın finansal durumuna bağlı olarak maruz kaldığı risktir(Bolgün ve Akçay, 2005, 204-205). Faiz riskinin hem bankanın gelirleri hem de bilanço kalemleri üzerinde etkisi vardır.

Faiz riski, bankacılıkta olağan bir durum olmakla birlikte aşırı faiz riski bankaların karlılıkları ve sermaye yapıları için önemli bir tehdit oluşturabilir. Faiz oranlarındaki değişimler banka gelirlerine, net faiz gelirlerinin ve diğer faize duyarlı gelir ve giderlerinin değişmesi şeklinde olumsuz etki eder.

Faiz riski ile karşılaşan banka varlık ve yükümlülük arasında vade uyumsuzluğu ile karşı karşıya kalabilir. Yani faiz riski sadece faiz oranlarındaki hareketlerden değil bankanın bilançosundaki varlık ve yükümlülük kalemlerinin vade uyumsuzluklarından da kaynaklanabilir(Aloğlu, 2005, 33).

1.1.4.2.2. Döviz Kuru Riski

Döviz kuru riski, ülke parasının diğer yabancı paralar karşısında değer yitirmesi veya kurumun döviz pozisyonunda mevcut yabancı paraların birbirleri arasındaki değerlerinde meydana gelen değişimler sonucunda uğranılacak zarar olarak tanımlanabilir(Kaval, 2000, 28).

Döviz kuru riski, Bretton-Woods sisteminden dalgalı kur sistemine geçiş ve sermaye hareketlerinin serbestleşmesi ile birlikte finansal kurumlar açısından en çok üzerinde durulması gereken risk türlerinden birisi haline gelmiştir. Bankaların uluslar arası faaliyetlerinin artmasıyla yabancı para cinsinden işlemlerin hacmi gittikçe büyümüştür.

Bir banka, mevduat toplama ve kredi verme gibi olağan faaliyetlerini aynı para cinsi üzerinden gerçekleştirdiğinde faiz oranı riski veya kredi riski gibi risklerle karşılaşabilecekken bu işlemleri farklı para cinsleri üzerinden gerçekleştirirse bu risklerin yanı sıra kur riski ile de karşılaşmaktadır.

1.1.4.2.3. Likidite Riski

Bankalar faaliyetleri gereği likiditeye aracılık ederler. Bankalar icra ettikleri faaliyetler ile likidite riskine maruz kalabilirler. Bankaların yer almadığı bir ortamda tasarruf sahipleri tasarruflarını yatırımcıya kredi şeklinde aktardıklarında ihtiyaç duymaları durumunda belli bir süreden önce paralarını geri alamayacaklardır.

Yatırımcılar da aynı şekilde vadesi dolmadan önce almış olduğu kredinin geri ödenmesinden rahatsız olacaklardır. Bu doğrultuda likidite, bir işletmenin vadesi gelen borcunu ödeyebilme gücünü, likidite riski ise bir bankanın vadesi gelen mevduat ve diğer yükümlülüklerini karşılamaya yetecek düzeyde nakdinin bulunmaması riskini ifade eder.

Likidite riski, piyasa likidite riski ile fonlama likidite riskinin birleşiminden oluşmaktadır(BDDK, 2006, 119). Bu tanımda piyasa likidite riski, bazı ürünlerdeki sığ veya bölünmemiş piyasa yapısı ve piyasalara giriş engelleri nedeniyle bankanın pozisyonlarını uygun bir fiyatta, yeterli tutarlarda ve hızlı olarak kapatamaması durumunda ortaya çıkan zarar ihtimali riskini ifade eder.

1.1.4.3. Operasyonel Risk

Finansal sektörde yaşanan teknolojik gelişmeler, piyasadaki dalgalanmalar, bankaların sundukları ürün ve hizmetlerdeki değişimler bankaların operasyonel riskini ve yönetimini önemli ölçüde etkilemektedir.

Operasyonel risk, genel olarak kredi riski ve piyasa riski dışında kalan tüm riskler olarak tanımlanabilmektedir. BIS tarafından oluşturulan düzenlemelerde operasyonel risk, “Uygun olmayan ya da işlemeyen iş süreçleri, insanlar ve sistemler ya da dış etkenler nedeniyle ortaya çıkabilecek zarara uğrama riski” olarak tanımlanmıştır.

Operasyonel risklerin belirlenmesinde ilk adım, bu risklerin banka yönetimi tarafından tanımlanabilmesidir. Operasyonel risk faktörü altında yer alan çeşitli risk grupları; Yolsuzluk ve sahtecilik, yetersiz kredi kontrolleri, muhasebe kayıtlarındaki hatalar, bilgi teknolojisi sistemlerindeki hata ve aksamalar, doğal afetler gibi. risk faktörleri olarak ele alınabilir.

1.1.5. Kredi Riskiyle İlgili Bazı Temel Kavramlar

Basel II kriterleri kapsamında kredi riski ile ilgili önemli kavramlar; Borçlunun temerrüt olasılığı (PD – Probability of default), temerrüt halinde kayıp(LGD – Loss given default), temerrüt tutarı(EAD – Exposure at default), beklenen kayıp(EL - Expected Loss) ve beklenmeyen kayıp(UL - Unexpected Loss)olarak sıralanabilir.

Bahsedilen bu risk bileşenleri Basel II düzenlemelerinde aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır(TBB, 2006, 33).

Borçlunun Temerrüt Olasılığı(PD): Bir yıl içinde borçlunun temerrüde düşme olasılığıdır. Oran olarak ifade edilir.

Temerrüt Halinde Kayıp(LGD): Borçlunun temerrüde düşmesi halinde, krediden kaynaklanan ekonomik kaybı ifade eder. Oran olarak ifade edilir.

Temerrüt Tutarı(ED): Borçlunun temerrüde düşmesi halinde beklenen brüt(ekonomik) alacak tutarıdır.

Beklenen Kayıp(EL): Bir yıl içinde beklenen kayıp tutarıdır.

Beklenmeyen Kayıp(UL): Bir yıl içinde temerrüde bağlı olarak gerçekleşecek kayıpların standart hatasıdır; beklenen kaybın oynaklığı olarak da ifade edilebilir.

1.1.6. Kredi Riski Ölçüm Yöntemleri

Basel II kriterleri kapsamında bankaların kredi risklerini ölçmede kullanmaları için iki temel yaklaşım önerilmiştir. Bu yöntemler kolay ve risk duyarlılığı az olandan, uygulaması zor fakat duyarlılığı yüksek olana doğrudur(TBB, 2005, 20). Bu yaklaşımlardan birincisi, standart yaklaşım ikincisi ise içsel derecelendirme yaklaşımıdır.

1.1.6.1. Standart Yaklaşım

Standart yaklaşımda, bankalar kredi riski ağırlıklarının belirlenmesinde Standard&Poor's, Moody's ve Fitch gibi uluslararası bağımsız kredi derecelendirme kuruluşlarının yaptığı değerlendirmeleri esas alabilirler. Standart yaklaşımı uygulayan bankalar banka portföyü yüzünden sahip oldukları kredi riskini azaltmak için çeşitli teknikleri uygulayabilirler. Bu teknikler Basel II'de belirtildiği üzere; teminatlı işlemler, bilanço içi netleştirme, garantiler ve kredi türevleri ve vade uyumsuzluğudur.

1.1.6.2. İçsel Derecelendirme Yaklaşımı

Bu yaklaşım, Basel Komitesi'nin geliştirdiği standartlara bağlı kalmak kaydı ile bankanın kredi borçlusunun kredibilitesini kendi yöntemleri ile belirleme izni verilmiştir. Bankanın her borçlu için yapacağı ölçümler, gelecekteki olası zararı tahmin edecek ve bu da banka için asgari sermaye gerekliliği temelini oluşturacaktır.

İçsel derecelendirmeye dayalı yaklaşımda, bankaların yapması gereken kredi başvurusunda bulunan işletmelerin/bireylerin ödememe olasılıklarını tespit etmektir. Bu hesaplama bankanın, denetim otoritesinden sağlayacağı “Ödememe Durumunda Maruz Kalınacak Risk” ve “Doğacak Zarar Tahminleri” verilerine göre yapacaktır(Kayalı ve Çümen, 2011, 119).

1.2. Kredi Riski Ölçüm Modelleri

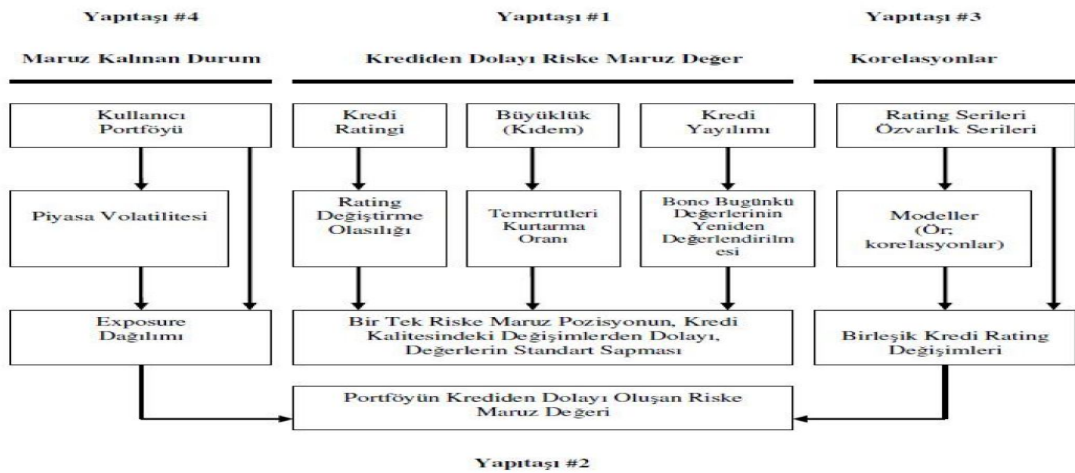
Kredi riski ölçüm modelleri, binlerce krediden oluşabilecek bir portföyde alınabilecek en uygun risk ve getiri dengesinin ve ayrıca portföye yeni ilave edilecek veya portföyden çıkarılacak varlıkların portföy risk-getiri dengesi üzerinde yaratacağı olası etkilerin, belli bir yöntem dahilinde analizine yardımcı olmaktadır(Altıntaş, 2012, 56).

Kredi riski ölçüm modellerinin geliştirilmesi, teorik altyapısı Markowitz'in 1950'li yıllarda ortaya koyduğu modern portföy teorisine kadar uzanan piyasa riski modellerinin geliştirilmesinden sonra olmuştur(Elton ve Gruber, 1997, 1743-1759). Piyasa riski modellerinin temelini oluşturan riske maruz değer (VaR) benzeri yaklaşımlar 1980'li yıllarda büyük yatırım bankalarında içsel olarak kullanılmaya başlanmış, ancak VaR metodolojisinin kavramsal bütünlük içinde dünyaya ilk kez duyurulması 1994 yılında J.P. Morgan tarafından Risk Metrics'in kullanıma sunulmasıyla olmuştur(Morgan, 1996, 2). VaR yöntemi, Basel Komitesi'nce 1996 yılında Basel I sermaye yeterliliği uzlaşısına ilave edilen piyasa riski bileşeninin içsel model seçeneği ile uluslararası bankacılık mevzuatına da girmiş ve takiben pek çok ülkede resmi bankacılık mevzuatının önemli bir parçası haline gelmiştir(Fallon, 1996, 2).

BIS 1998 yılı sermaye gereksinimleri ile ilgili yapmış olduđu düzenlemede, bankaların hem piyasa hem de kredi riski ile ilgili sermaye düzenlemelerine uymak için birtakım modeller kullanmasına izin vermiştir. Bu başlık altında, kredi riski ölçüm modelleri detaylı biçimde incelenmiştir. İlk önce JP Morgan tarafından CreditMetrics olarak öne sürülen, belli bir zaman aralığında, temerrüdü de kapsayan şekilde herhangi bir kredi kalitesinden diğerine geçme olasılığını temel alan kredi transfer yaklaşımı incelenecektir. İkinci olarak, KMV tarafından öne sürülerek Merton'un finansal varlık değerlendirme modeli temeline dayanan, opsiyon fiyatlandırma yaklaşımı ele alınacaktır. Üçüncü olarak, Credit Suisse tarafından CreditRisk+ olarak öne sürülen ve sadece temerrüt üzerine yoğunlaşan aktüer yaklaşımı incelenecektir. Son olarak da, McKinsey tarafından öne sürülen, temerrüt olasılıklarını makroekonomik değişkenler bazında alan işsizlik, faiz oranları, üretim düzeyi gibi kredi çevrimini ekonomi geneline yayarak koşullandıran ve CreditPortfolioView olarak adlandırılan model incelenecektir.

1.2.1. Riske Maruz Değer Modeli: Credit Metrics

Credit Metrics modeli, ilk defa 1997 yılında J.P. Morgan tarafından, "riske maruz değer – value at risk – VaR" çerçevesinde, piyasa riskinin ölçülmesi dışında kredi riski, likidite riski ve şirket tahvillerinin risklerinin ölçülmesi için geliştirilmeye çalışılmıştır.



Tablo 1.1 Credit Metrics/CreditVar Yapıtaşları

Kaynak: Ayhan Altıntaş, s.56.

Tablo 1.1’de Credit Metrics’in risk ölçümü yapıtaşları gösterilmektedir. Tek bir finansal enstrüman için CreditVar ve portföyün çeşitlendirme etkisi dahil CreditVar ölçümüne yönelik adımlar detaylı olarak yer almaktadır.

Modelin etkili bir şekilde kullanımı için; borçlunun kredi notu, kredi riski tutarı, temerrüt halinde kayıp(THK) oranı, borçlu için temerrüt olasılığı gibi. Bilgilere ihtiyaç vardır.

Modele göre, her borçlu bir kredi derecesine sahip olmaktadır. Geçiş matrisinin yardımıyla yapılan derecelendirmedeki iyileşme ya da kötüleşme olasılığı veya temerrüde düşme durumu tespit edilmektedir. Temerrüde düşme, değer düşüşüne neden olmaktadır. Ancak kredinin değeri de, derece kötüleştikçe azaldığı görülmektedir.

1.2.2. Merton Modeli: Moody’s KMV

Kredi portföy riski ölçüm modellerinden birisi de Merton’un geliştirdiği opsiyon fiyatlama teorisine dayanan KMV’nin beklenen temerrüt sıklığı modelidir. KMV, başlangıçta temerrüt olasılıklarını elde etmek için ölçmeye başladığı beklenen temerrüt sıklığını sonradan portföy için genişletmiştir(Yılmaz, 2001, 107).

Moody’s KMV’yi diğer portföy modellerinden ayıran en önemli özellik KMV Portfolio Manager’in her şeyden önce borçluların temerrüde olan uzaklıklarını ölçmek suretiyle kredi değerliliklerini tespit edebilen bir altyapı üzerine kurgulanmış olmasıdır(Altıntaş, 2012, 62).

Credit Metrics modelinde temerrüt olasılıklarının belirlenmesinde borçlu derecesi kullanılırken, Moody’s KMV modelinde ise, borçluya ait derece istatistikleri kullanılmamaktadır. Moody’s KMV borçlu dereceleri yerine her bir borçlu için merton modelini baz alarak beklenen temerrüt olasılığını türetmektedir. Beklenen temerrüt firmaya özgüdür ve bir derecelendirme sistemiyle eşleştirilerek borçlunun eşdeğer derecesi türetilir. Beklenen temerrüt frekansı derecelendirme kuruluşları tarafından öne sürülen harflere bağlı geleneksel sıralama yerine borçlunun temerrüt riskiyle ilgili ana sıralaması olarak görülebilir(Bolgün ve Akçay, 2005, 596).

1.2.3. Aktüerya Modeli: Credit Risk +

Credit Risk+ modeli, 1997 yılında Credit Suisse First Boston tarafından geliştirilmiştir. Bu model, sadece temerrüt riskinin hesaplandığı bir model olup; bu modelde, temerrüdün sebebi hakkında varsayım yapılmamaktadır. Temerrüt olasılığı, kredi için bütün dönemlerde aynı kabul edilmekte ve değişmemektedir. Modelde temerrüt olasılığı, poisson dağılımı ile tahmin edilmektedir(Gordy, 1998, 4-5).

Credit Risk+ modeline göre kredi riski, müşteri firmaların temerrüt olasılıklarına bağlı olarak ortaya çıkmaktadır. Credit Risk+ temerrüt olaylarının birbirinden tamamen bağımsız ve rassal olduğunu varsayar. Borçlular arasındaki korelasyon sıfır varsayıldığından, temerrüt olayları ile sistematik risk faktörleri arasındaki ilişki, öngörülen temerrüt oranlarının tarihsel volatilité bilgileri ışığında artırılıp azaltılmasıyla sağlanır.

1.2.4. Makroekonomik Model: Credit Portfolio View

Thomas Wilson tarafından McKinsey için geliştirilen Credit Portfolio View (CPV) modeli, temerrüdün her bir ülke için; büyüme, faiz oranı, enflasyon oranı, döviz kuru ve tüketici güven endeksi gibi makroekonomik değişkenlerin değerine bağlı olduğunu kabul eden değişik sektörlerdeki değişik derece grupları için geçiş olasılıklarını tahmin etmek için kullanılan bir çoklu faktör modelidir.

Credit Portfolio View, temerrüt olasılıklarına ek olarak geçiş olasılıklarını ekonomi ile ilişkilendiren nedensel gözlemlere dayanır. Ekonomide kötüye gidiş başladığı zaman hem kredi notunda düşüşler hem de temerrütler artar. Ters durumda ekonomide işler iyiye gittiğinde kredi notları yükselir ve temerrütler azalır. Diğer bir ifade ile kredi dönüşleri reel sektörü çok yakından takip eder. Ekonominin durumu makroekonomik değişkenler tarafından belirlendiği sürece, CPV bu makroekonomik değişkenleri temerrüt ve geçiş olasılıklarına bağlayacak bir yöntem öne sürmektedir. Verilerin ulaşılabilir olması durumunda, bu yöntem her bir ülkede farklı sektör, ekonomi birimleri üzerinde farklı bir biçimde tepki veren değişik borçlu sınıflarına uygulanabilir.

Makroekonomik deęişkenlerin açıklama yüzdesi ve kullanılan açıklayıcı deęişkenler ÷lkede ÷lkeye deęişmekle birlikte, sistematik kredi riskini açıklama gücünün çok yüksek olduğunu ortaya koymaktadır. Makroekonomik deęişkenlerin sistematik kredi riskini açıklama gücü sektörler arasında da farklılık gösterebilmektedir. Ancak sistematik kredi riskini açıklama gücü ÷lke ve sektörler itibariyle farklılık gösterse de temerrüt oranlarının şekillenmesinde rol oynayan, dolayısıyla öngörü modellerinde kullanılabilecek makro deęişken sayısı oldukça sınırlıdır. Büyüme hızı, faiz, enflasyon ve işsizlik oranları, döviz kurları, kamu ve özel kesime ait harcama ve tasarruf oranları ve parasal büyüklükler sistematik kredi riskini açıklayabilecek başlıca deęişkenlerdir(Altıntaş, 2012, 66-67).

1.2.5. Kredi Riski Ölçüm Modellerinin Karşılaştırılması

Kredi riski ölçüm modelleri birbirinden farklı yöntemler(temerrüde düşme durumu, makroekonomik deęişkenlere baęlı modeller vb.) kullanmasına rağmen bütün modeller, temerrüde düşme durumunda olan kredilerin olasılığını hesaplamaya çalışmaktadır.

CreditMetrics modeline ters olarak KMV, sadece borçlunun derecesine baęlı olan temerrüt olasılıklarını belirlemek için Moody's veya Standart&Poor's verilerini kullanmamaktadır. Bunun yerine KMV, her bir borçlu için Merton modelini baz alarak beklenen temerrüt sıklığını türetmektedir. Beklenen temerrüt sıklığı deęerleri, uluslar arası kredi derecelendirme kuruluşları tarafından öne sür÷len ve AAA veya AA gibi harflere baęlı olan sıralamalar yerine, borçlunun temerrüt riski ile ilgili ana sıralaması olarak gör÷lebilir(Bolgün ve Akçay, 2005, 586-587).

CreditMetrics modeli kredi risklerinde uzun süreye dayalı geçmiş verilere ihtiyaç duymakta olup Türkiye'de gerekli veriler olmadığından bugün için uygulanması mümkün görünmemektedir. Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası ve Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu(BDDK)'nın yayınladığı temel düzeydeki bazı veriler dışında geniş kaynak erişimi mümkün değildir. Bu modeller finansal piyasası gelişmiş

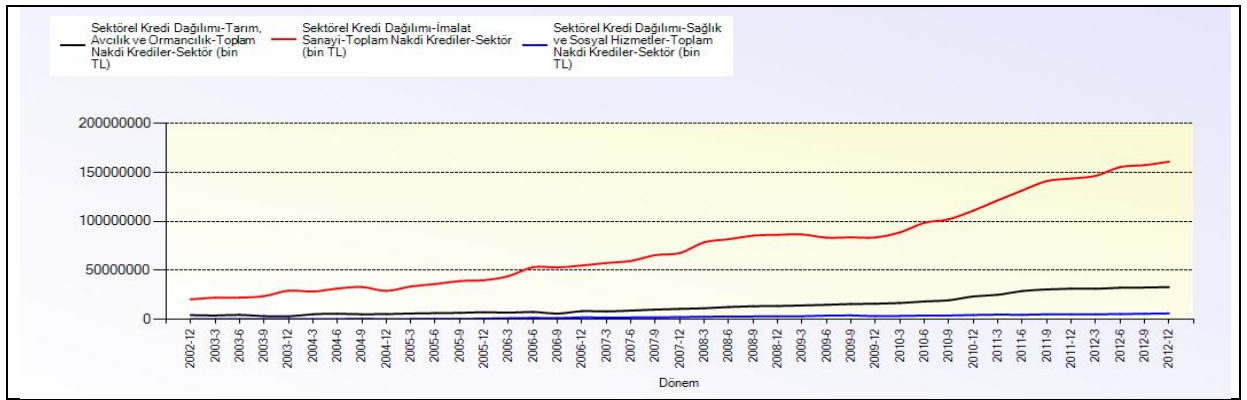
ve gerekli veri birikimini uluslararası derecelendirme kuruluşlarının sahip olduğu kayıtlardan temin edebilen piyasalar için daha uygudur.

1.3.Türk Bankacılık Sektöründe Kredi Takip Oranları

Türk bankacılık sektörü için yapılacak makroekonomik kredi riski analizinde kredi takip oranları serisi BDDK'nın İnteraktif Aylık Bülten verilerinden elde edilmiştir.

$$\text{Takip Oranı} = \frac{\text{Takipteki Alacaklar(Brüt)}}{\text{Toplam Nakdi Krediler}} \quad (1.1)$$

BDDK, veri setinde yer alan alt ekonomik sektörler GSYH'nın tarım, sanayi ve hizmetler ana sektörleri altında ele alınmıştır. Tarım sektörü; tarım, avcılık ve ormancılık kredilerini, Sanayi sektörü; imalat sanayi kredilerini ve Hizmet sektörü ise sağlık ve sosyal hizmetler sektöründe kullanılan kredileri kapsamaktadır.



Grafik 1.1 Türk Bankacılık Sektöründe Nakdi Kredilerin Sektörel Gelişimi

Kaynak: BDDK, Türk Bankacılık Sektörü İnteraktif Aylık Bülten tabanından alınmıştır.

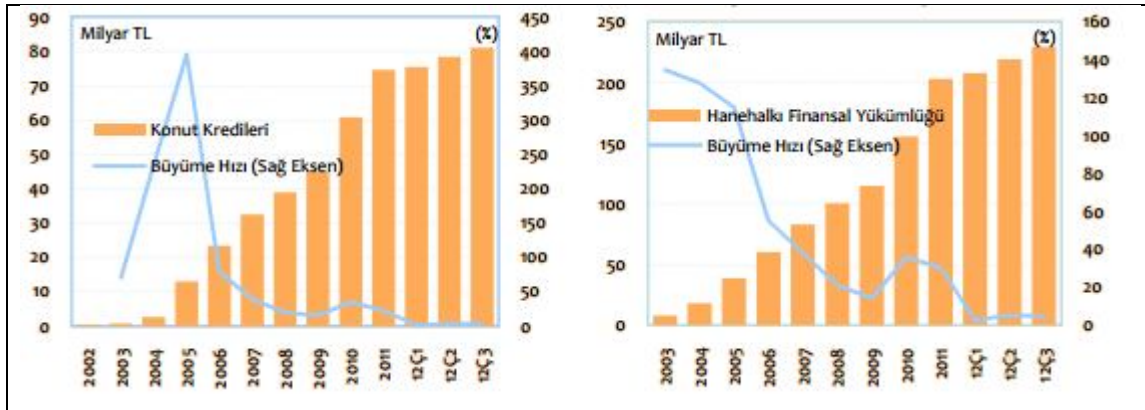
Türk bankacılık sektöründe kullanılan toplam nakdi krediler 2003 yılı birinci çeyreğinde ortalama 52 milyar TL iken 2012 yılı dördüncü çeyreğinde ortalama 814 milyar TL büyüklüğe ulaşmıştır. 2012 yılı dördüncü çeyreğinde ortalama olarak nakdi kredilerin %16.51'i tarım sektörüne, %80.53'ü sanayi sektörüne ve %2.96'sı hizmetler sektörüne kullanılmıştır. Ele alınan dönemde en hızlı büyüyen kredi grubu sanayi sektörüne kullanılan krediler olmuştur.



Grafik 1.2 Tüketici Kredilerinin Yıllık Büyüme Hızı ve Gelişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012.

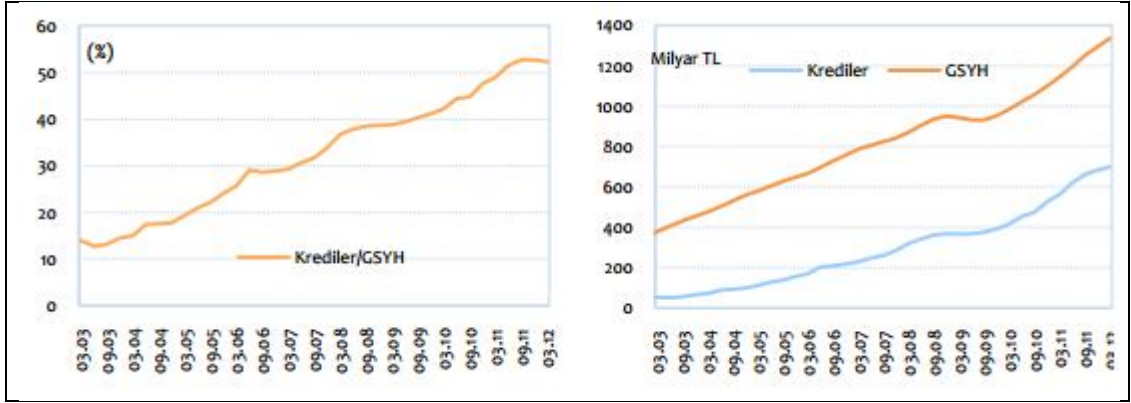
Ekonomi genelinde tasarruf ve borçlanma eğiliminin izlenmesi açısından, hane halkının finansal varlık ve yükümlülükleri önem taşımaktadır. Hane halkı finansal yükümlülüklerin ana bileşeni tüketici kredileridir. 2012 yılının üç çeyreğinde de, tüketici kredilerinin yıllık büyüme eğilimi hissedilir oranda hız kestiği görülmektedir.



Grafik 1.3 Konut Kredilerinin ve Hane halkı Yükümlülüklerinin Yıllık Büyüme Hızının Gelişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012.

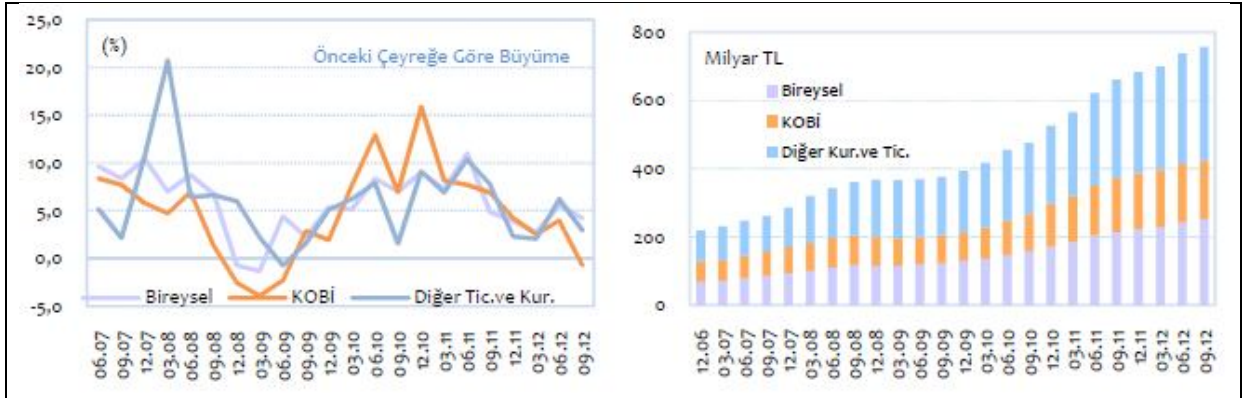
Konut kredilerinin, tüketici kredileri içindeki payı ve toplam hane halkı yükümlülükleri büyüme hızına olan katkısı yıllar itibariyle azaldığı görülmektedir. Bunun nedeni son yıllarda konut kredilerine uygulanan faiz oranlarının giderek artması ve ekonominin geleceğine yönelik beklentinin kötümser etkisi olduğu söylenebilir.



Grafik 1.4 Krediler ve Ekonomik Büyümenin Gelişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012. s.18.

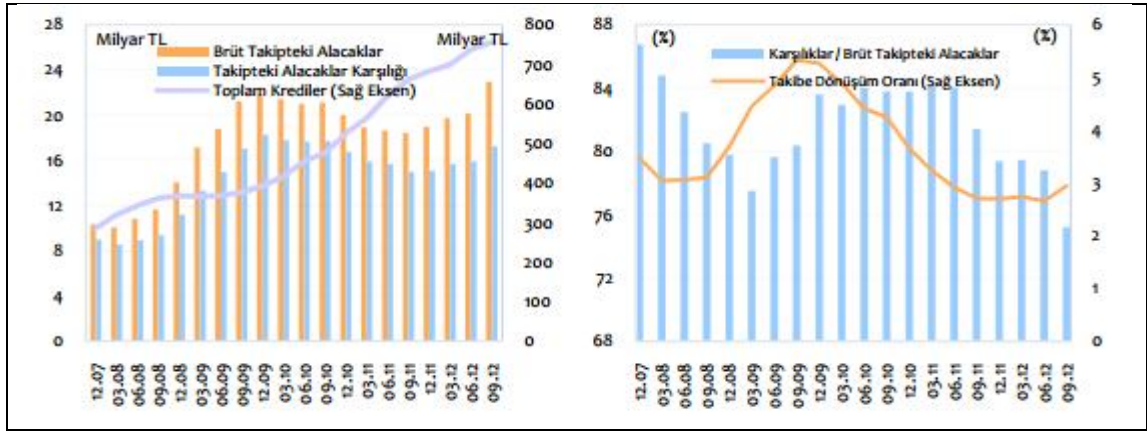
Krediler ve reel sektör arasındaki ilişki daha çok finansal gelişme ve ekonomik büyüme bağlamında ele alınmaktadır. Söz konusu iki değişken arasındaki nedensellik ilişkisi incelendiğinde, literatürde farklı sonuçlarla karşılaşılmaktadır. Grafik 1.4 analiz edildiğinde, krediler ve ekonomik büyüme arasında pozitif bir ilişki olduğu gözlenmektedir. Ayrıca 2012 yılı birinci çeyreğinde Krediler/GSYH oranında yavaşlama görülmektedir. Bunun nedeni ekonomideki yavaşlamanın, kredi artış hızındaki yavaşlamadan daha hızlı olmasıdır.



Grafik 1.5 Kredilerin Görünümü

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012.

Kredilerin çeyrek dönemler itibarıyla büyümesi incelendiğinde, 2012 yılının üçüncü çeyreğinde kredi büyüme hızının bir önceki döneme göre azaldığı görülmektedir. Söz konusu dönemde, bireysel, ticari ve kurumsal krediler artarken, KOBİ kredileri azalmıştır. Bunun nedeni 2012 yılının üçüncü çeyreğinde kobi kredisi faiz oranlarında meydana gelen artışlardır.



Grafik 1.6 Takipteki Alacaklar ve Takibe Dönüşüm Oranının Gelişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012. s.36.

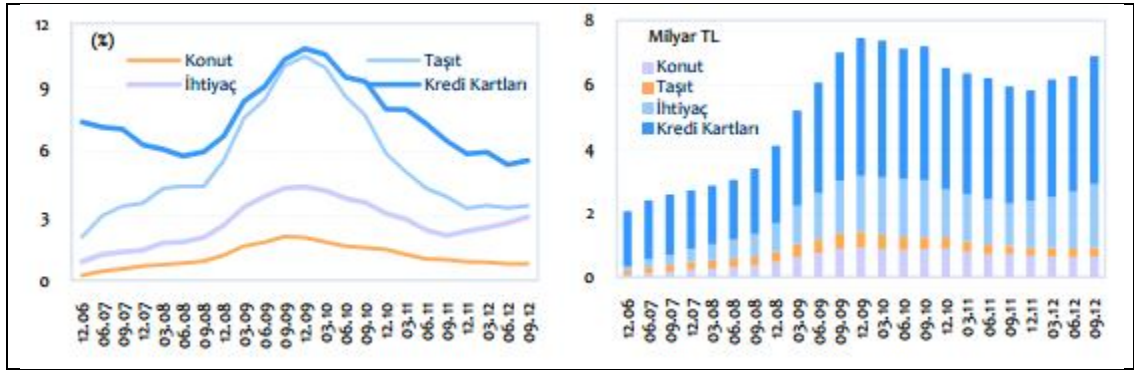
Bankacılık sektöründe son bir yıldır yatay seyir izleyen takibe dönüşüm oranı(TDO), 2012 yılının üçüncü çeyreğinde artış göstermiştir. Bunun nedeni 2012 yılından itibaren yaşanan kredi artışı ve takipteki alacakların artması ile birlikte bir artış eğilimi sergilediği görülmektedir.



Grafik 1.7 Kredi Türlerine Göre TDO ve TGA Gelişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012.

Grafik 1.7'yi kredi türleri itibariyle incelendiğinde, KOBİ kredileri, bireysel krediler ve ticari kredilerde takipteki alacakların 2012 yılının üçüncü çeyreğinde arttığı görülmektedir. Bu dönemde, kredi kalitesinde yaşanan kısmi bozulmalara paralel olarak, kredi türlerine göre TDO'lar KOBİ kredilerinde %3.4, bireysel kredilerde %3.1 ve ticari kredilerde %2.6'ya yükselmiştir.

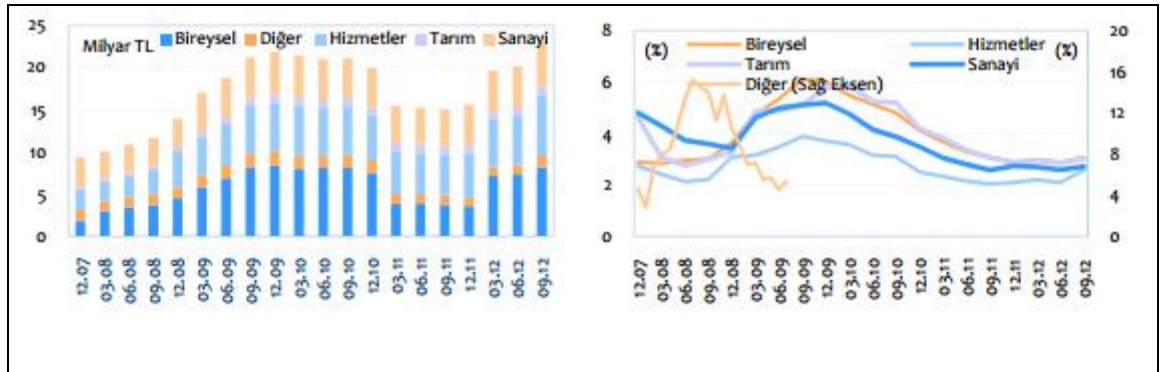


Grafik 1.8 Bireysel Kredilerin TDO ve TGA Gelişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012.

2012 yılı üçüncü çeyreğinde, bireysel kredilerin tümünde takipteki alacak tutarları ve takibe dönüşüm oranları bir önceki çeyreğe göre artmıştır. Bireysel krediler içinde kredi kalitesindeki bozulma en fazla ihtiyaç kredilerinde olmuştur.

Kredi kartlarına ilişkin TDO, görece yüksek kalmaya devam etmektedir. Konut kredilerinden sonra bireysel kredilerde en yüksek paya sahip olan kredi kartlarında TDO'nun düşürülmesi, genel kredi kalitesi ve dolayısıyla sektörün maruz kaldığı kredi riskinin azalması açısından önem taşımaktadır.



Grafik 1.9 Takipteki Alacaklar ve TDO'nun Sektörel Dağılımındaki Değişimi

Kaynak: BDDK. Finansal Piyasalar Raporu. Sayı: 28. Aralık 2012.

Takipteki alacakların sektörel dağılımı incelendiğinde, 2012 yılının üçüncü çeyreğinde bütün ana sektörlerde kullanılan kredilere ilişkin takipteki alacak tutarlarının bir önceki çeyreğe göre arttığı görülmektedir.

1.4.Strest Testi Kavramı

Küreselleşme sürecinin hızlanması ile birlikte 1990'lı yılların başından itibaren sıklığını, şiddetini ve yayılmasını artıran bankacılık ve finans krizleri, hem küresel mali istikrarı gözeten uluslararası kuruluşlar hem de ülkeler için finansal sistemlerdeki zayıflıkların tespit ve analizini çok önemli hale getirmiştir.

Finansal sistemin ve özellikle de bankacılık sektörünün dayanıklılığını test edip, barındırdığı zayıflıkları sayısallaştırmakta kullanılan en önemli teknik strest testleridir(Altıntaş,2012,81). Strest testleri finansal istikrardan sorumlu otoriteler tarafından bankalara yönelik finansal dayanıklılığın ölçülmesinde kullanılan çok önemli bir risk yönetim aracıdır.

Mevcut strest testleri uygulanma amacına göre ikiye ayrılmakta olup, finansal kuruluşların risk yönetim sistemleri kapsamında kendi portföylerinin kırılganlığını değerlendirdikleri strest testi analizleri “portföy strest testleri”, ilgili otoritelerce finansal sistemin kırılganlığının analiz edildiği strest testi uygulamaları ise “finansal sistem strest testleri” olarak adlandırılmaktadır(Bolgün ve Akçay, 2005, 423).

1.4.1. Portföy Strest Testleri

Portföy düzeyinde strest testi, bir kuruluşun portföyünün makroekonomik ortamdaki aşırı değişimler ya da istisnai ama olası olaylar karşısındaki duyarlılığının ölçülmesinde kullanılan teknikler olarak tanımlanmaktadır(Beşe, 2007, 4-5). Bu strest testlerinin amacı, piyasada kriz dönemlerinde ortaya çıkan gelişmelerle portföyde gerçekleşebilecek kayıpları ölçerek, riskleri daha şeffaf ve ölçülebilir hale getirmeyi amaçlamaktadır.

Piyasalar için portföy getirilerinin verileri analiz edildiğinde, bu verilerin kriz dönemlerinde gerçekleşme ihtimaline ilişkin yeterli bilgi vermediği görülmektedir. Strest testleri, finansal kuruluşlarca çoğunlukla kuruluş düzeyinde uygulanmakta olup, özellikle piyasa riskini ölçmek için kullanılmaktadır. Ayrıca strest testleri diğer risk türlerine ilişkin olarak uygulanabildiği gibi portföyün içerisinde yer alan finansal ürünlere de ayrı ayrı uygulanabilmektedir.

1.4.2. Finansal Sistemde Strest Testleri

Finansal sistem stres testleri, isminden de anlaşılacağı üzere portföy düzeyinde uygulanan stres testlerinden farklılık göstermektedir(Beşe, 2007, 10-11). Bu stres testlerinin amacı, finansal sistemin istikrarını olumsuz yönde etkileyebilecek kırılmalıkların belirlenmesi olup, ekonomik ortamdaki önemli değışikliklerin finansal sistemin istikrarını nasıl ve ne yönde etkileyeceğini analiz eder.

Finansal sistem stres testleri, finansal kuruluşların kendilerine uyguladıkları stres testlerinin yerine kullanılacak teknikler yerine, tüm finansal sistemin çok çeşitli şoklara karşı olan duyarlılığının ölçülmesi şeklindedir. Her iki stres testi de olası finansal krizlerin etkilerini değerlendirmek için kullanılmakla birlikte, olaylara farklı bakış açılarından yaklaşmaktadırlar. Başka bir deyişle, portföy düzeyinde stres testleri tek bir portföyün ya da kuruluşun şoklar karşısındaki kırılmalığını analiz ederken, finansal sistem stres testleri tüm finansal sistemin istikrarı açısından gelişmeleri inceleyerek, şokların sistemik etkilerini değerlendirmektedir.

Finansal sistem stres testleri portföy düzeyindeki stres testlerine benzer bir şekilde basit duyarlılık analizleri ile tek tek risk faktörlerinin finansal sistem üzerinde yaratacağı riskleri inceleyebileceği gibi, çeşitli ekonometrik modelleri temel alan VAR modelleri ile makroekonomik ortamdaki değışikliklere ilişkin etkileri inceler.

Bu çalışmada, Türk Bankacılık sektöründe kredi riskinin belirleyicisi olan kredi takip oranları ile finansal kriz ortamında çeşitli makroekonomik değışkenlerde meydana gelebilecek olası şoklar üzerinde durulacaktır. Bu şoklar VAR modelinden hareketle etki-tepki fonksiyonları ile incelenmeye çalışılacaktır.

1.5. Bankacılık Sektörü için Stres Testlerinin Önemi

Günümüzde çok sayıda finansal kuruluş, başta kredi riski olmak üzere bazı riskleri riske maruz değ(er)Var) tabanlı modellere dayalı olarak ölçmekte ve portföylerinin performansını günlük bazda izleyebilmektedirler. Ancak risk faktörleri üzerinde stres koşullarının oluşması sık yaşanan olaylar olmadığından, endüstri standardı haline gelmiş ampirik veriye dayanan istatistiki modellerin bu tarz olaylar

karşısında portföyün performansını yakalayabilmesi güç görünmektedir(Tuncer, 2006. 68-69). Bunun yanında tarihsel verinin yansıtmadığı, geleceğe yönelik beklentiler hakkında sonuçlar ortaya koyabilmesi nedeniyle de stres testleri, 2008 yılında meydana gelen finans krizinden sonra pek çok finans kuruluşu tarafından tercih edilen uygulamalar halini almıştır.

Bu çalışmanın temel konusu Türk bankacılık sektörünün dayanıklılığının göstergesi kabul edilen takip oranlarının, makroekonomik değişkenlerde meydana gelen herhangi bir şoka nasıl tepki verdiğini analiz etmeyi amaçlamaktadır.

1.6. Merkez Bankalarınca Uygulanan Stres Testleri Uygulamaları

Stres testleri ilk kez 1990'lı yıllarda İngiltere ve İskandinav merkez bankaları tarafından uygulanmıştır(Hoggarth, Sorensen ve Zicchino, 2005, 22). Küreselleşme ile birlikte ticaret ve finans piyasalarının birbirleri ile olan ilişkisi giderek artmış ve bu durum krizleri beraberinde getirmiştir. Finans otoriteleri finans piyasalarında yaşanan dalgalanmaları ve riskleri önceden tespitine yönelik bankalara ve finans sektörüne yönelik stres testlerini geliştirmişlerdir.

Merkez bankaları veya finansal otoriteler yayımladıkları stres testleri ile finansal sistemin kapsamlı bir resmini ortaya koymakta, sistemdeki kurumların risk algısını belirlemekte, başlıca risk odaklarını saptayarak sistemin ileride karşılaşılabileceği şoklar hakkında bilgi ve görüş sağlamak ve nihayetinde sistemin olası bir krizle başa çıkma yeterliliğini ölçmektedirler.

Merkez bankalarının stres testi uygulamalarına bakıldığında, finansal sistemi oluşturan kurumları teker teker analiz etmek yerine çoğunlukla makroekonomik çerçevede sistemin bütünündeki risklere dikkat çektikleri görülmektedir. Finans kesimini denetleme ve düzenleme sorumluluğu olmayan hemen hemen bütün merkez bankalarının stres testi uygulamalarında ortak olarak bu yaklaşımın izlendiği örnek verilebilir.

Bu kapsamda yapılan makro çerçevede bir analiz, sistemdeki her kurumun tek tek değerlendirilmesini öngören analizden oldukça farklıdır. Stres testleri, ekonominin

bütününü etkileyebilecek şoklara karşı finansal sistemin tepkisini ölçmek ve sonra bu tepkinin tekrar ekonomi üzerindeki etkisini değerlendirmek açısından çok önemlidir. Merkez bankaları tarafından yapılan bu analizler, finansal kurumların denetimini tamamlayıcı nitelik taşımaktadır.

Bir sonraki alt başlıkta 2008 yılında ABD’de meydana gelen küresel finans krizi sonrası Merkez bankaları tarafından uygulanan strest testi analizi sonuçları değerlendirilmeye çalışılacaktır.

1.6.1. Amerika Birleşik Devletleri

Stres testini 2008 yılında meydana gelen mortgage finans krizinden itibaren uygulamaya başlayan Amerikan Merkez Bankası (FED), 2010 ve 2011 yıllarındaki stres testlerinin sonuçlarını açıklamamıştır. FED, 2012 yılındaki strest testinde baz senaryo olarak, finans kuruluşlarının, işsizlik oranının yüzde 13'e çıktığı, hisse senedi fiyatlarının iki yılda yüzde 60 ve konut fiyatlarının bugünkü seviyesine göre yüzde 21 değer kaybettiği kriz durumuna dayanma gücünü değerlendirmiştir. Bu sonuca göre J.P. Morgan Chase, Wells Fargo ve diğer büyük finans kuruluşları testi geçerken, Citigroup'un yanı sıra Ally Financial, SunTrust ve MetLife başarısız olmuştur. Stres testinde başarısız olan bankaların temettü ödemelerini ya da hisselerini geri satın almalarını engelleyebileceği belirtilen FED, bu kuruluşları hisse satarak ya da tahvil ihraç ederek kaynak yaratmaya çalışmıştır. Ayrıca testi geçen finans kuruluşlarının 2008 yılındaki finansal krizden sonra bulundukları pozisyondan daha güçlü oldukları sonucuna ulaşılmıştır.

1.6.2. Avrupa Birliği

2011 yılı Temmuz ayının sonunda Avrupa Bankacılık Otoritesi(EBA) tarafından 21 ülkedeki 90 bankayla ilgili yapılan strest testi analizi sonucuna göre, 8 bankanın uzun süreli bir ekonomik daralmaya dayanıklı olmadığını ve yüksek miktarda sermayeye gereksinim duyduğu sonucuna ulaşılmıştır. EBA tarafından açıklanan verilere göre beşi İspanya olmak üzere, ikisi Yunanistan ve biri Avusturya’da bulunan 8

bankanın ihtiya duyduėu sermaye miktarı 2.5 milyar euro düzeyindedir. İspanya’da Diada, Espiga, Bianca Civica, UNNIM ve Cajasur adlı bankalar, Yunanistan’da ise ATEBank strest testinden geemezken; İrlanda, Portekiz, İtalya, Fransa, İngiltere ve İsve bankalarının tümü testten gemiştir.

Stres testi senaryosunda, gelecek 2 yılda AB’deki büyüme tahmininden yüzde 3 sapılması, Mayıs 2010 öncesinde yaşandığı gibi bazı ülke tahvillerinin faizlerinde hızlı yükselme ve finansal piyasalarda muhtemel yeni şoklar dikkate alınarak yapılmıştır.

1.6.3. Türkiye

BDDK tarafından 2012 yılında Türk Bankacılık Sektörü ile ilgili olarak yayınlamış olan strest testinde, üç farklı ekonomik şok senaryosu oluşturulmuştur. Bu çerçevede ekonomik faaliyet, tüketici fiyatları ve dolar kuru gibi çeşitli makroekonomik değişkenlerin aynı anda değişmesinin bankacılık sektörü üzerine etkisi incelenmiş, bu kapsamda 2012’nin son çeyreği ve 2013’ün ilk çeyreğini kapsayan iki dönemli sonuçlar ele alınmıştır.

Mevcut dönemde 3 senaryo analiz edilmiştir: Birinci senaryoda, ekonomide meydana gelebilecek %10’luk bir daralma sonucunda mali sektörde sorun olmazken, ikinci senaryoda, faizlerde yüzde üç puanlık bir artış olması durumunda bankaların karlarındaki azalış 36.6 milyar lirayı bulmuştur. Üçüncü senaryoda ise, dolar kurunun %40 artması durumunda, banka karları 1 milyar TL civarında artmıştır.

1.7. Strest Testlerinin Etki-Tepki Analizi ile İlişkisi

Etki-tepki fonksiyonları, şokların değişkenler üzerindeki etkilerini ve dönemler boyunca değişkenleri ne ölçüde etkilediğini grafikler yardımıyla ortaya koymaya çalışır. Bu çalışmada, takip oranları serisinde meydana gelen bir şokun, sanayi üretim endeksi, dolar kuru, faiz oranı vb. değişkenler üzerindeki etkileri önce etki-tepki fonksiyonları ile incelenmiş, daha sonra da varyans ayrıştırma yöntemi ile bu şokların yüzde kaçının kendisinden veya diğer değişkenlerden meydana geldiği araştırılmıştır.

Etki-tepki fonksiyonlarını elde etmeden önce, takip oranlarını en iyi açıkladığını düşündüğümüz ilgili makroekonomik değişkenlerle VAR modeli tahmin edilmiştir. Bu model çalışma kapsamında oluşturulan kredi riski modeli olarak adlandırılmıştır. Daha sonra VAR modelinden hareket ile etki-tepki analizi ve varyans ayrıştırma yöntemi elde edilmiştir. Bu yöntemler yardımıyla takip oranlarını etkileyen değişkenlerin kaç dönem sonra eski dengesine yakınsayacağını ya da takip oranları serisini en çok etkileyen değişkenin ne olduğunu bulmak mümkün olacaktır.

İKİNCİ BÖLÜM

ANALİZLERDE KULLANILACAK EKONOMETRİK YÖNTEMLER

Bu bölümde öncelikle takip oranları ile makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkinin analizinde kullanılacak olan zaman serisi yöntemleri hakkında geniş bilgi verilmekte, daha sonra da durağanlık analizi, birim kök testlerinden Dickey-Fuller, tek yapısal kırılma olduğu ve kırılma döneminin bilinmediği durumlarda Zivot-Andrews birim kök testi ve kırılma döneminin bilindiği durumlarda kullanılan Perron birim kök testi tanıtılmıştır. Bu tez çalışmasında uygulanan Granger nedensellik analizi, Vektör Otoregresif(VAR) modeli, etki-tepki fonksiyonları ve Varyans Ayırıştırma tekniği hakkında teorik bilgi verilmiştir.

2.1. Zaman Serisi Tanımı ve Özellikleri

Gözlem değerlerinin zaman değişkeninin şıklarına göre sıralanmasıyla elde edilen serilere “Zaman Serisi” adı verilir. Zaman serisi verileri günlük, haftalık, aylık, üç aylık, yıllık ve daha uzun dönemli gibi birbirini izleyen eşit aralıklarla derlenir ve toplanır. İktisadi zaman verilerinin önemli bir kısmı bu şekilde eşit aralıklı zaman noktalarında ölçülmüş birer iktisadi istatistikleri oluşturur(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 2). Belirli bir dönemdeki zaman serisi Y_t ile simgelandiğinde gözlemlerde $t = 1,2,3,...,T$ olmak üzere $Y_1, Y_2, Y_3,...,Y_T$ şeklinde gösterilebilirler. Burada T zaman serisinin örneklem boyutunu ifade eder.

Gözlem değerlerinin elde ediliş biçimine göre zaman serileri kesikli ve sürekli zaman serileri olmak üzere iki grupta incelenir. Zaman değişkenine ait gözlem değerleri sayılabilen ve sonlu sayıda değerler alabiliyorsa yani tanımlı oldukları aralıkta sadece tam sayı değerleri alabiliyorsa kesikli zaman değişkeninden, matematiksel olarak T bir indis kümesi olmak üzere, bir zaman serisi $\{ Y_t : t \in T \}$ $t = 1,2,3,...,T$ şeklinde ifade edilir. Şayet zaman değişkenine ait gözlem değerleri ölçülebilen ve sonsuz sayıda değerler alabiliyorsa yani tanımlı oldukları aralıkta her türlü sayısal değeri alabiliyorsa Sürekli Zaman Değişkeninden bahsedilir. Matematiksel olarak, T indis kümesi $T = R$ veya $t = [0,1]$ ifade edilir.

Zaman serilerini diğer serilerden ayıran en önemli fark zaman serisi gözlemlerinin birbiri ile ilişkili yani korelasyonlu olmasıdır. Zaman serilerinde bir gözlem değerinin gerçekleşmesi diğer gözlem değerinin gerçekleşmesine bağlıdır. Gözlem değerlerinin birbiriyle bağımsız olduğu varsayımı altında gerçekleştirilen istatistiksel teknikler zaman serileri için geçerli olmayacaktır. Yani zaman serilerinde Otokorelasyon problemi ortaya çıkacaktır.

Zaman serilerinde önemli bir diğer hususta deterministik ve stokastik zaman serileri ayrımıdır. Deterministik ilişki olması durumunda, değişkenlerden birinin alacağı değer karşısında diğer değişken hep aynı değeri alır. Ayrıca bu tür ilişki modelin matematiksel yapısı ile tam uyum sağlar. Örneğin, modelin fonksiyonel şekli doğru ise, değişkenlerin değerlerinin tümü aynı doğru üzerindedir. Bu tür ilişki daha çok fiziksel ve kimyasal olaylar gibi olaylarda karşılaşılmaktadır. Bu tür ilişkilerde genellikle daha az sayıda değişken yer almaktadır. Değişkenler arasında stokastik ilişki olması durumunda ise, değişkenlerden birinin alacağı aynı değere karşılık diğer değişken farklı değerler alabilmektedir. Bu tür ilişki söz konusu olduğunda değişkenlerin aldığı değerler modelin matematiksel yapısı ile tam uyum sağlamazlar. Değerler matematiksel sekilden sapmalar gösterirler. Sapmaları açıklamak için modele hata terimi eklenir. İktisadi olaylarda stokastik ilişki söz konusudur. Bu tür olaylarda ilişki genellikle çok sayıda değişken tarafından açıklanabilmektedir(Güriş ve Çağlayan, 2005, 5-6).

2.2. Zaman Serisi Analizinin Amaçları

Zaman serileri analizinin en önemli amacı, ileriye yönelik öngörü yapmaktır. Diğer bir amaç serinin karakteristik özelliklerini ortaya çıkarabilmektir. İncelenen dönemde bir zaman serisinde trendin bulunup bulunmadığı, mevsimsellik etkisinin olup olmadığı veya serinin sıfırdan farklı bir ortalamaya sahip olup olmadığı gibi özelliklerini ortaya koymaya çalışılır.

Zaman serisi analizinin diğer bir amacı ise, seriler arasındaki ilişkiyi açıklamaktır. Birkaç değişken için zaman serisi verisi toplanmışsa, serinin birinde meydana gelen değişimler kullanılarak diğer serideki değişimler açıklanabilir. Böyle

bir analiz, zaman serilerini oluşturan sistem hakkında bazı önemli bilgiler ortaya koymaktadır. Bu gibi durumlarda regresyon analizi gibi ekonometrik modeller kullanılmaktadır(Göktaş, 2005, 5).

2.3. Zaman Serilerinin Uygulama Alanları

Zaman serileri zamana göre değişen bir veya birkaç olayın incelenmesinde kullanılır. Zaman serilerinin bazı uygulama alanları ekonomi (milli gelir, enflasyon, işsizlik oranı), ticaret (hisse senedi fiyatları, satışlar), sosyoloji (doğum oranları, suç oranları), meteoroloji (sıcaklık, yağış miktarı), çevre (su kirliliği, çevre kirliliği), uygulama alanlarına sahiptir.

2.4. Zaman Serilerini Etkileyen Faktörler

Zaman serilerini grafikler yardımıyla analiz ettiğimizde, incelenen seri birtakım dalgalanmalarla yani düşüş çıkış şeklinde düzensiz hareketleri yapısında barındırabilir. Bu dalgalanmaların birçok çeşitli nedenleri olabilir.

İktisadi zaman serilerinin analizinde, dalgalanmaları şu dört faktörün bir arada gösterdikleri etkiden dolayı ortaya çıktığı varsayılmaktadır.

- Uzun Dönem Eğilimi (Trend) “T”
- Mevsimsel (Seasonal) Dalgalanmalar “M”
- Konjonktürel (Cyclical) Dalgalanmalar “K”
- Düzensiz (Irregular) Dalgalanmalar “D”

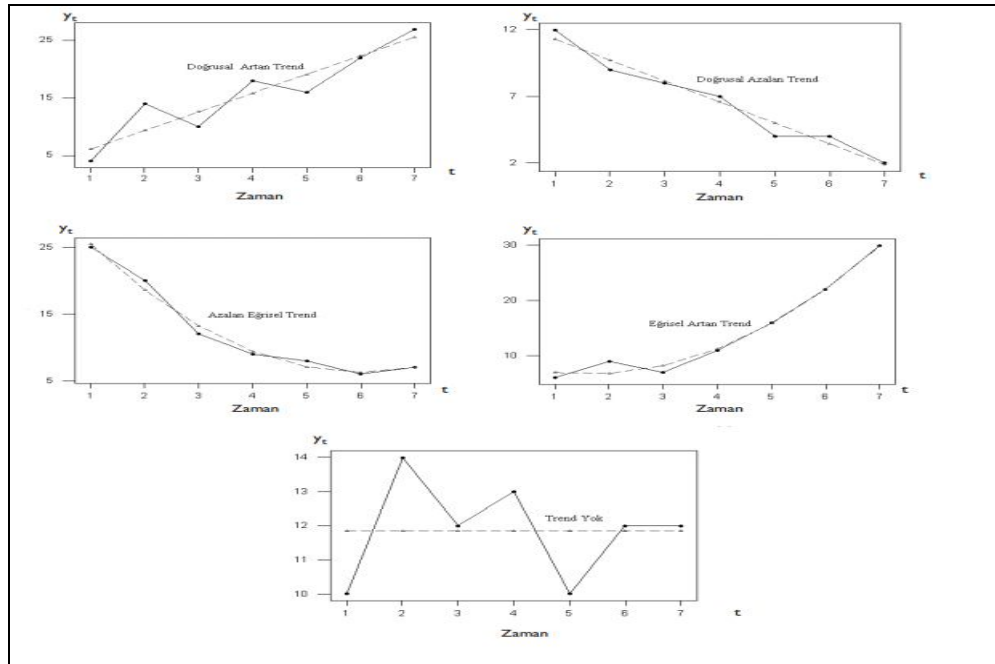
olmak üzere dört geleneksel faktörden kaynaklandığı bilinmektedir. Söz konusu faktörlerden her birinin İktisadi zaman serileri üzerindeki etkileri farklı yönlerde ve şiddette olabileceği gibi, aynı yönde ve şiddette de olabilir(Serper, 2000, 327-328).

2.4.1. Uzun Dönem Eğilimi (Trend) “T”

Trend, bir zaman serisinin uzun dönem içinde belli bir yöne doğru gösterdiği ana eğilimdir. Trend uzun dönem eğilimi gösterdiğinden serinin çok sayıda gözlem sayısına sahip olması gerekmektedir.

Zaman serileri analizinde trendin yönünün veya fonksiyonel şeklinin doğru bir şekilde elde edilmesi önemlidir. Bu nedenle zaman serisi analizlerinde en büyük sorun, mevcut gözlemlere uygun trend tipinin belirlenmesidir.

Trend genellikle bir doğru ile gösterilir. Trendin doğrusal olması, trendi etkileyen faktörlere bağlı olarak artış veya azalış gösterebilir. Yani trend sadece doğrusal olmayıp, eğrisel de olabilir. Artış veya azalış göstermeyip, aynı düzeyde kalan gözlemlerin trendi yoktur(Altaş, 2013, 116).



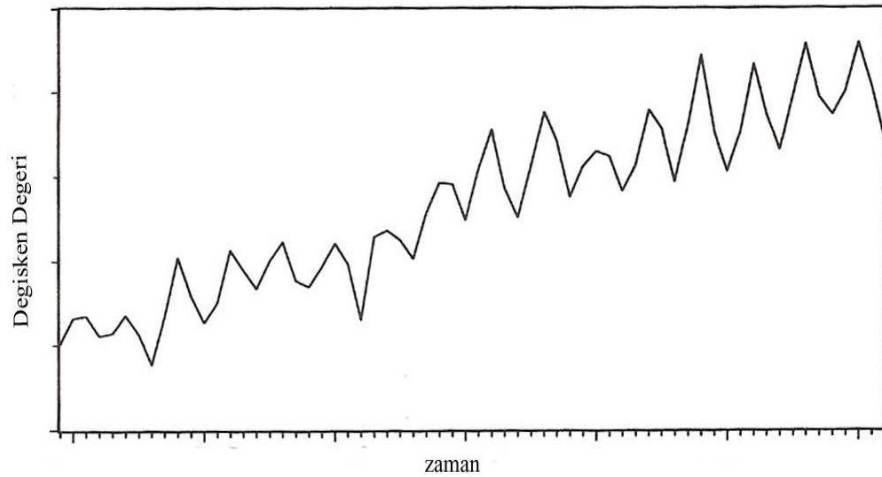
Grafik 2.1 Farklı Trend Grafikleri

Kaynak: Açıköğretim İstatistik ders kitabı, Ünite 14. s. 298.

2.4.2. Mevsimsel (Seasonal) Dalgalanmalar “M”

Bir yıldan uzun sürmemek koşuluyla bir zaman serisinde birbiri ardınca tekrarlanan hareketlerin tümüne *mevsimsel dalgalanma* adı verilir. Bu dalgalanmalar genellikle doğal ve sosyo-ekonomik nedenlerden ortaya çıkar(Serper, 2000, 330).

Bu dalgalanmalara örnek olarak; mevsimlere göre değişen dondurma veya klima satışları ile ilgili seriler olabileceği gibi, trafik kazalarının aylara göre değişmesinin, saatlere göre sinema seyircisi sayısındaki değişimin veya aylara göre uçak bileti satışlarının gösterdiği dalgalanmalar verilebilir. Herhangi bir zaman serisinde mevsimsel dalgalanmalar görülebilir, bu dalgalanmaların serinin özelliğini bozmayacak şekilde mevsim etkisinden arındırılması gerekmektedir.



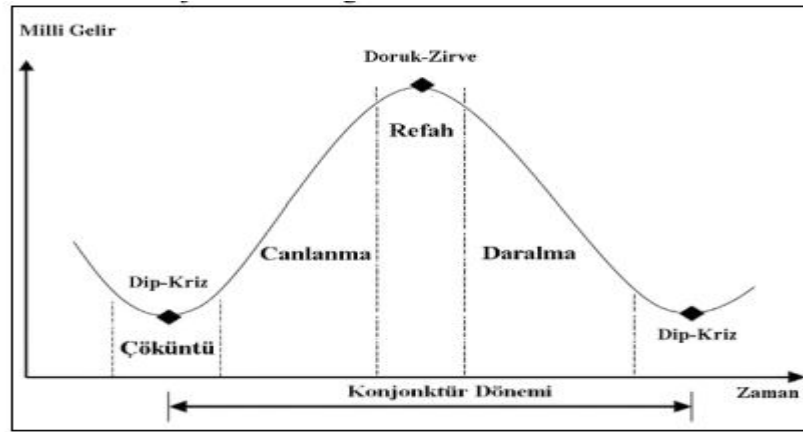
Grafik 2.2 Mevsimsel Dalgalanmalar

2.4.3. Konjonktürel (Cyclical) Dalgalanmalar “K”

Bir trend doğrusu etrafındaki uzun dönemli dalgalanmalara *Konjonktürel Dalgalanma* adı verilir. Konjonktürel hareketler daha çok ekonominin veya sektörlerin refah ya da durgunluk (ekonomik kriz) dönemlerini içeren değişimlerdir(Sevüktekin ve Nargeleşkenler, 2010, 16). Refah dönemlerinde ekonomik göstergeler artış gösterirken, durgunluk dönemlerinde ise azalışlar olabilir. Konjonktürel dalgalanmalar döngüseldir, fakat periyodik değildir(Çepni, 2012, 99). Genelde konjonktürel hareketler

periyodik olmayan fakat yaklaşık 5 ile 8 yıllık dalgalanmalar ile görülebilir. Ayrıca konjonktürel dalgalanmalarda dalga uzunlukları birbirine eşit değildir.

Mevsimsel dalgalanma ile konjonktürel dalgalanma arasında benzerlik olmasına rağmen aralarında önemli farklılıklar vardır. Mevsimsel dalgalanmalarda dönemler düzenli ve periyodik bir salınım gösterirken, konjonktürel dalgalanmalarda dönemler düzensiz ve periyodik olmayan bir yapı gösterir. Ayrıca konjonktürel dalgalanmaların ortalama uzunlukları mevsimsel dalgalanmalardan daha uzundur ve konjonktürün hacmi mevsimselliğe nispeten daha fazla bir değişkenliğe sahiptir.



Grafik 2.3 Konjonktür Dalgalanmaları

Kaynak: Gökten Görmezöz. s. 99

Bir konjonktür dalgası farklı şiddette olabileceği gibi, etki süresi de farklı olabilir. Ancak, her dalga biçiminin dört aşamadan geçtiği öngörülür;

1) Çöküntü: Dibe vuruş adı verilen birinci aşamada, fiili üretim potansiyel üretimin çok altındadır ve büyüme bu aşamanın öncesinde hep negatiftir.

2) Canlanma: İkinci aşama olan canlanma aşamasında, üretim artmaktadır, üretim artışı talepteki canlanma ile uyarıldıysa, enflasyon artar. Talep artış sadece yurtiçi mallara karşı değil, yurt dışı mallara karşı da olabilir, bu durumda dış açık büyüme eğilimine girer. Fakat üretim arttığı için ülkenin büyüme rakamı pozitiftir.

3) Doruk: Üçüncü aşama, konjonktür döneminde mevcut üretim kapasitesinin en üst düzeyde kullanıldığı ve milli gelirin en yüksek seviyeye ulaştığı bir aşamadır.

4) Daralma: Konjonktürün son aşamasında, genişleme aşamasındaki süreç tersine döner. Sürekli artan talep beklentisi ile karlı görünen bir kısım yatırımlar karsız hale gelir ve girişimciler yatırımlarını azaltırlar. Kullanılmayan kapasite giderek artmaya başlar. Bu gelişmeler doğal olarak milli gelirde daralmaya neden olur.

2.4.4. Düzensiz (Irregular) Dalgalanmalar “D”

Düzensiz dalgalanmalar, doğal ve sosyo-ekonomik nedenlerden dolayı ortaya çıkabilir. Deprem, sel baskını vb. doğal nedenler, savaş, grev, lokavt vb. ise sosyo-ekonomik nedenlere örnek olarak gösterilebilir.

Düzensiz dalgalanmalar düzenlilik göstermedikleri için, bunların ne zaman ve ne şiddetle ortaya çıkacakları önceden tahmin edilemez. Örneğin sel baskını gerek tarım gerekse sanayi üretiminde büyük zararlara sebep olmaktadır. Doğa olaylarının belirsizliğinin fazla olması nedeniyle sel baskınlarını önceden tahmin etmek olası değildir.

2.5. Tek Değişkenli Zaman Serisi Modelleri

Ekonomik verilerin analiz amaçlarından biri de; ekonomik değişkenlerin gelecekteki değerlerini öngörmektir(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 137). Zaman serisi yaklaşımında bir ekonomik değişkenin ilgili cari değerleri o değişkenin geçmiş değerleri ile ilişkilendirilir. Zaman serisi modelleri bu geçmiş değerleri kullanarak aynı değişkenin gelecekte alabileceği değerleri öngörmeye çalışır. Bu çalışmada ele alınacak zaman serisi modelleri tek değişkenli bir zaman serisinin kendi geçmiş değerleri ve hata terimlerine göre kurulan modeller olacaktır.

$$Y_t = f(Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, \varepsilon_t, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) \quad (2.1)$$

Modelleme bu değişkenlerle ele alınacaktır. $f(\dots)$ gecikmelerin sayısı ve hata terimleri için bir yapıdır. Örneğin bir gecikmeli ve saf hata terimli doğrusal bir fonksiyon tanımlandığında bu birinci derece otoregresif AR(1) süreç anlamına gelir(Johnston ve Dinardo, 1997, 204).

2.5.1. Otoregresif Süreç(Autoregressive Process-AR)

Bir zaman serisi kendi geçmiş değerlerinin bir fonksiyonu şeklinde ifade ediliyorsa otoregresif süreç olarak tanımlanmaktadır.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad t=1,2,3,\dots,T \quad (2.2)$$

Bu birinci derece otoregresif süreçte δ bir yığılım parametresi; ϕ_1 -1 ile +1 arasında değer aldığı varsayılan bilinmeyen parametre ve hata terimi ε_t ise, ortalaması sıfır, varyansı sabit ve otokorelasyonsuz bir hata terimidir. Bu denklem birinci derece otoregresif zaman serisi modelidir. Çünkü Y_t yalnızca kendi ve bir önceki dönemdeki değerine(Y_{t-1}) ve bir rassal hata terimine bağlıdır. Bu istatistiksel model yapısı AR(1) süreci olarak tanımlanır.

Y_t yalnızca Y_{t-1} 'e bağlı değil ayrıca $Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots$ 'e bağlı olabilir. Dolayısıyla p . dereceden bir otoregresif sürecin istatistiksel modeli AR(p) şu şekilde gösterilebilir:

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

Burada δ bir yığılım parametresi ve stokastik süreç olan Y_t 'nin ortalamasını gösterir. $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ 'ler bilinmeyen otoregresif parametrelerdir. Hata terimi ε_t ise, ortalaması sıfır, varyansı sabit ve otokorelasyonsuz bir hata terimidir. Yani ε_t saf hata terimidir.

2.5.1.1. AR(1) Sürecinin Özellikleri

AR(1) süreci için ortalama, varyans ve kovaryanslar;

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (2.4)$$

Denklemde Y_t 'nin beklenen değeri alındığında;

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)$$

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1}) + E(\varepsilon_t)$$

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1}) \quad (2.5)$$

Bir zaman serisinin gözlenebilecek sonuçları Y_t bütün dönemler için aynı olasılık yoğunluk fonksiyonuna sahipse, bu durumda Y_t 'nin ortalaması, varyansı bütün dönemlerde aynı olmalıdır. Yani $E(Y_t) = E(Y_{t-1}) = \dots = \mu$ olur.

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu$$

$$E(Y_t) = \mu = \delta / (1 - \phi_1)$$

(2.6)

sonucu elde edilir. Otoregresif parametrenin değeri $|\phi_1| < 1$ ise süreç durağan olarak kabul edilir.

Denklem (2.4)'de yığılım parametresi $\delta = 0$ olduğu varsayıldığında; Y_t 'nin ortalaması $\mu=0$ olacaktır. Bu varsayımla seri ortalamadan sapmalar cinsinden tanımlanmış olur. Yani $(Y_t - \mu)$ 'e ulaşılmış olur. Ortalamadaki bu tanımlama serinin varyansını ve kovaryansını etkilemez (Sevüktekin ve Nargeleçkenler, 2010, 140).

AR(1) sürecinde Y_t 'nin varyansını bulmak için, denklem (2.4)'yi $\delta = 0$ varsayımı dikkate alınarak yeniden yazıldığında,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.7)$$

olacaktır.

İki tarafın varyansı alındığında;

$$\begin{aligned} Var(Y_t) &= \sigma_Y^2 = Var(\phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t) \\ &= \phi_1^2 Var(Y_{t-1}) + Var(\varepsilon_t) \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}\sigma_Y^2 &= \phi_1^2 \sigma_Y^2 + \sigma_\varepsilon^2 & (Y_{t-1} \text{ ile } \varepsilon_t \text{ bağımsızdır}) \\ &= \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \phi_1^2) = \gamma_0\end{aligned}\quad (2.8)$$

olur.

Y_t 'nin ortalama ve varyansının bütün dönemler için aynı olmasına ek olarak zaman serisi değişkenlerinin zaman boyunca kovaryanslarının sabit olduğu varsayılır.

$$\begin{aligned}\text{Cov}(Y_t, Y_{t-1}) &= E[(Y_t - E(Y_t))(Y_{t-1} - E(Y_{t-1}))] \\ &= E(Y_t Y_{t-1}) \quad E(Y_t) = 0 \text{ olduğu için} \\ &= E[(\phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t) Y_{t-1}] \\ &= \phi_1 E(Y_{t-1}^2) + E(\varepsilon_t Y_{t-1}) \\ &= \phi_1 \sigma_Y^2 \quad (Y_{t-1} \text{ ile } \varepsilon_t \text{ bağımsızdır})\end{aligned}\quad (2.9)$$

Bu kovaryans bütün rassal değişkenler için aynıdır. Birer dönem gecikmeli kovaryans ise;

$$\begin{aligned}\text{Cov}(Y_{t-1}, Y_{t-2}) &= E(Y_{t-1}, Y_{t-2}) = \phi_1 \sigma_Y^2 \\ \text{Cov}(Y_{t-2}, Y_{t-3}) &= E(Y_{t-2}, Y_{t-3}) = \phi_1^2 \sigma_Y^2\end{aligned}\quad (2.10)$$

sonucunu verir. Benzer şekilde Y_t ile Y_{t-k} arasındaki kovaryans γ_k ile gösterilir ve t 'ye bağlı değildir. Dolayısıyla k gecikmeli kovaryanslar;

$$\gamma_k = \text{Cov}(Y_t, Y_{t-k}) = \phi_1^k \sigma_Y^2 \quad k=0,1,2,.. \quad (2.11)$$

olarak hesaplanmaktadır.

Buradan Y_t 'nin varyansı,

$$\sigma_Y^2 = \sigma_\varepsilon^2 / (1 - \phi_1^2) = \gamma_0 \quad (2.12)$$

k gecikmeli otokovaryans katsayısı,

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} = \sigma_Y^2 \phi_1^k = \phi_1^k \gamma_0 \quad k=0,1,2,\dots \quad (2.13)$$

ile verilir.

Kovaryanslar değişkenlerin ölçü birimlerine bağlı oldukları için sorgulamak zordur. Bu yüzden bu sorunun üstesinden gelebilmek için Y_t ile Y_{t-k} arasındaki korelasyon hesaplanabilir.

Y_t ile Y_{t-k} arasındaki korelasyon;

$$Cor(Y_t, Y_{t-k}) = \frac{Cov(Y_t, Y_{t-k})}{\sqrt{Var(Y_t)Var(Y_{t-k})}} = \rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad k = 0, \pm 1, \pm 2, \dots \quad (2.14)$$

ile hesaplanmaktadır.

Otokorelasyon ve otokovaryans katsayıları sıfır gecikme civarında simetrik oldukları için $\rho_{-k} = \rho_k$ 'dır. Dolayısıyla sadece pozitif gecikmeleri dikkate almak yeterlidir. Ancak $k = 0$ için $\rho=1$ olacağı denklem (2.14)' den görülmektedir.

AR(1) süreci için otokorelasyon katsayısı,

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} = \phi_1^k \quad k=1,2,\dots \quad (2.15)$$

ifadesi serinin otokorelasyon fonksiyonu olarak bilinir ve bunun grafiksel çizimi korelogram olarak adlandırılır.

2.5.1.2. AR(2) Sürecinin Özellikleri

Birinci dereceden otoregresif zaman serisi modelleri birçok ekonomik zaman serisini tanımlamada yeterli olabilir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 145). Bununla beraber diğer serilerde daha genel otoregresif süreçler gerekebilir. İkinci derece bir otoregresif süreç AR(2),

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2) \quad (2.16)$$

ile verilir.

AR(2) sürecinde zaman serisi Y_t 'nin ortalaması;

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= E(\delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t) \\ E(Y_t) &= \delta + \phi_1 \mu + \phi_2 \mu \\ E(Y_t) &= \mu = \delta / (1 - \phi_1 - \phi_2) \end{aligned} \quad (2.17)$$

yazılır.

AR(2) sürecinin durağan olması için,

$$\phi_1 + \phi_2 < 1$$

$$\phi_2 - \phi_1 < 1$$

$$|\phi_2| < 1$$

koşulları sağlanmalıdır. $\delta = \mu = 0$ olduğunu varsayarak, Y_t 'nin varyansı ve kovaryansı;

$$\begin{aligned} E(Y_t^2) &= E[Y_t(\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t)] \\ \gamma_0 &= \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_2 + \sigma_\varepsilon^2 \end{aligned} \quad (2.18)$$

$$\begin{aligned} E(Y_{t-1}, Y_t) &= E[Y_{t-1}(\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t)] \\ \gamma_1 &= \phi_1 \gamma_0 + \phi_2 \gamma_1 \end{aligned} \quad (2.19)$$

$$\begin{aligned} E(Y_{t-2}, Y_t) &= E[Y_{t-2}(\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t)] \\ \gamma_2 &= \phi_1 \gamma_1 + \phi_2 \gamma_0 \end{aligned} \quad (2.20)$$

ve $k \geq 2$ için genel olarak yazılacak olursa;

$$E(Y_{t-k}, Y_t) = E[Y_{t-k}(\phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \varepsilon_t)]$$

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} + \phi_2 \gamma_{k-2} \quad (2.21)$$

Denklem (2.18), (2.19), (2.20) eşanlı olarak çözüldüğünde;

$$\gamma_0 = \frac{(1-\phi_2)\sigma_\varepsilon^2}{(1+\phi_2)[(1+\phi_2)^2 - \phi_1^2]} \quad (2.22)$$

bulunur.

Bu sonuçlar ayrıca otokorelasyon fonksiyonu ρ_k 'nın çıkarılmasında da kullanılır.

AR(2) süreci için otokorelasyon fonksiyonu(ACF),

$$\rho_k = \phi_1 \rho_{k-1} + \phi_2 \rho_{k-2} \quad k=3,4,\dots \quad (2.23)$$

olur.

2.5.1.3. Otoregresif Sürecin Derecesinin Belirlenmesi

Otoregresif sürecin derecesinin belirlenmesinde kısmi otokorelasyon fonksiyonu kullanılır. Kısmi otokorelasyon katsayısı, diğer gecikmelerin etkisi sabit kalmak koşuluyla Y_t ile herhangi bir k gecikmesinde oluşturulan Y_{t-k} gözlemleri arasındaki korelasyon anlamına gelir. Y_t üzerinde etkili olan gecikmelerde kısmi otokorelasyon katsayısının sıfırdan farklı yani istatistiki olarak anlamlı olması gerekir. Kısmi otokorelasyon katsayıları p gecikmeye kadar anlamlı, p gecikmeden sonra anlamsız ise sürecin derecesinin p olduğu söylenir.

Kısmi otokorelasyon katsayıları bir gecikme için sıfırdan farklı, diğerleri için sıfırdan farklı değilse süreç AR(1) sürecidir. Aynı şekilde kısmi otokorelasyon katsayıları iki gecikme için sıfırdan farklı, diğerleri için sıfırdan farklı değil ise süreç AR(2) sürecidir.

2.5.2. Hareketli Ortalama Süreci(Moving Average Process-MA)

Hareketli ortalama süreci bir zaman serisinin t dönemindeki değerini, hata teriminin cari ve geçmiş dönem değerlerinin ağırlıklı ortalaması ile ifade eden bir süreçtir. Genel olarak MA(q) süreci;

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (2.24)$$

Burada korelasyonsuz rassal hata terimi ε_t ortalaması sıfır ve sabit bir varyansa sahiptir. $\theta_i (i=1,2,\dots,q)$ bilinmeyen parametrelerdir. Burada AR(p) modelinden farklı olarak yığılım parametresi δ yerine μ kullanılmıştır(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 153).

2.5.2.1. MA(1) Sürecinin Özellikleri

En basit hareketli ortalama süreci olan MA(1) aşağıdaki gibi gösterilir;

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (2.25)$$

sürecin ortalaması,

$$E(Y_t) = \mu \quad (2.26)$$

sürecin varyansı,

$$\begin{aligned} Var(Y_t) &= E(Y_t - \mu)^2 \\ \gamma_0 &= \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2) \end{aligned} \quad (2.27)$$

Y_t ile Y_{t-1} arasındaki kovaryans,

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-1} - \mu)]$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-1} + \theta_1 \varepsilon_{t-2})]$$

$$\gamma_1 = \theta_1 \sigma_\varepsilon^2 \quad (2.28)$$

Y_t ile Y_{t-2} arasındaki kovaryans,

$$Cov(Y_t, Y_{t-2}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-2} - \mu)]$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-2}) = E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-3})]$$

$$\gamma_2 = 0 \quad (2.29)$$

k sayıda gecikme dikkate alındığında,

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)]$$

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-k} + \theta_1 \varepsilon_{t-k-1})]$$

$$\gamma_k = 0 \quad (2.30)$$

Burada $k > 1$ bütün gecikmelerde MA(1) sürecinin kovaryansı γ_k ile aynı biçimde gösterilebilir. Yani $k > 1$ olduğu bütün durumlarda kovaryanslar sıfıra eşittir. Bu durumda MA(1) sürecinin yalnızca bir dönemlik bir belleğe sahip olduğu yani Y_t 'nin yalnızca Y_{t-1} ve Y_{t+1} ile korelasyonlu olduğu söylenir. Diğer verilerle herhangi bir korelasyon yoktur.

MA(1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu ise gecikme $k=1$ 'den sonra kesilmektedir.

MA(1) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \begin{cases} \frac{\theta_1}{1 + \theta_1^2} & k = 1 \\ 0 & k > 1 \end{cases} \quad (2.31)$$

2.5.2.2. MA(2) Sürecinin Özellikleri

İkinci derece hareketli ortalama süreci MA(2) aşağıdaki gibi gösterilir;

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} \quad (2.32)$$

sürecin ortalaması,

$$E(Y_t) = \mu$$

sürecin varyansı,

$$\begin{aligned} Var(Y_t) &= \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2 + \theta_2^2) \\ &= \gamma_0 \end{aligned} \quad (2.33)$$

Y_t ile Y_{t-1} arasındaki kovaryans,

$$\begin{aligned} Cov(Y_t, Y_{t-1}) &= E[(e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2})(e_{t-1} + \theta_1 e_{t-2} + \theta_2 e_{t-3})] \\ \gamma_1 &= \theta_1 \sigma_e^2 + \theta_1 \theta_2 \sigma_e^2 = \sigma_e^2 (\theta_1 + \theta_1 \theta_2) \end{aligned} \quad (2.34)$$

Y_t ile Y_{t-2} arasındaki kovaryans,

$$\begin{aligned} Cov(Y_t, Y_{t-2}) &= E[(e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2})(e_{t-2} + \theta_1 e_{t-3} + \theta_2 e_{t-4})] \\ \gamma_2 &= \theta_2 \sigma_e^2 \end{aligned} \quad (2.35)$$

Y_t ile Y_{t-3} arasındaki kovaryans ise,

$$Cov(Y_t, Y_{t-1}) = E[(e_t + \theta_1 e_{t-1} + \theta_2 e_{t-2})(e_{t-3} + \theta_1 e_{t-4} + \theta_2 e_{t-5})]$$

$$\gamma_3 = 0 \quad (2.36)$$

O halde k dönem gecikmeli kovaryans,

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = \gamma_k = 0 \quad (2.37)$$

olur. MA(2) sürecinin otokorelasyon fonksiyonu ise,

$$\rho_1 = \frac{\theta_1(1 + \theta_2)}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$$

$$\rho_2 = \frac{\theta_2}{1 + \theta_1^2 + \theta_2^2}$$

$$\rho_k = 0 \quad k > 2 \text{ için} \quad (2.38)$$

bulunur.

2.5.3. Karma Otoregresif Hareketli Ortalama Süreci(Autoregressive Moving Average Process-ARMA)

Ampirik çalışmalarda bir araştırmacının karşı karşıya kaldığı durumlardan birisi veri üretme sürecinin görüntüsünü teşhis etmek ve daha sonra zaman serisi verilerinin gerçek değerlerini kullanarak karşılık gelen istatistiksel modeli tanımlamaktır(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 165).

Bir model için hesaplanan otokorelasyon katsayıları(ρ_k) uzun gecikmelerde sıfır eksenine doğru bir azalma gösterir ancak kısmi otokorelasyonların hesaplanmasında çok kısa süreli gecikmelerde sıfır eksenini kesiyorsa otoregresif sürecin daha baskın olduğu söylenir. Bir zaman serisi verileri için hem otokorelasyon hem de kısmi otokorelasyon fonksiyonları belirli bir gecikmede kesilmeyerek sıfıra

doğru çok yavaş hareket edebilir. Bu durumda zaman serisi hem otoregresiflik hem de hareketli ortalama bileşenlerini aynı anda içerebilir. Başka bir ifadeyle zaman serisi modeli hem AR, hem de MA bileşenleri p . ve q . dereceden olmak üzere ARMA(p,q) olarak tanımlanır ve şu şekilde gösterilir;

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (2.39)$$

Burada yığılım parametresi δ , Y_t 'nin ortalaması, hata terimi ε_t , $E(\varepsilon_t) = 0$ ve $\text{Var}(\varepsilon_t) = \sigma_\varepsilon^2$ ile korelasyonsuz rassal değişkenlerdir (Süreç durağan ise ortalama μ 'ye eşittir).

Denklem(2.39)'un beklenen değeri alındığında,

$$E(Y_t) = \mu = \delta + \phi_1 \mu + \dots + \phi_p \mu + 0 + \theta_1 0 + \dots + \theta_q 0$$

$$\mu = \frac{\delta}{(1 - \phi_1 - \dots - \phi_p)}$$

Bu sonuç ayrıca durağanlık için gerekli koşulu da belirtir. Yani,

$$\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1$$

koşulunun sağlanması gerekir.

2.5.3.1. ARMA(1,1) Sürecinin Özellikleri

En basit karma otoregresif hareketli ortalama süreci ARMA(1,1)'dir.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + e_t + \theta_1 e_{t-1} \quad (2.40)$$

Eğer $\delta=0$ ise özdeş olarak seri Y_t ortalamadan sapma formunda ise sürecin varyansı,

$$\gamma_0 = \text{Var}(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2$$

$$\gamma_0 = E(\phi_1 Y_{t-1} + e_t + \theta_1 e_{t-1})^2 = \phi_1^2 \gamma_0 + 2\phi_1 \theta_1 E(Y_{t-1} e_{t-1}) + \sigma_e^2 + \theta_1^2 \sigma_e^2$$

Bu ifade de,

$$\begin{aligned} E(Y_{t-1}e_{t-1}) &= E[(\phi_1 Y_{t-2} + e_{t-1} + \theta_1 e_{t-2})e_{t-1}] \\ &= E(e_{t-1}^2) = \sigma_e^2 \end{aligned}$$

ile tanımlanır. Bu ifade de, ε_{t-1} , Y_{t-2} veya ε_{t-2} ile ilişkili değildir. Yukarıdaki ifade düzenlendiğinde,

$$\gamma_0(1 - \phi_1^2) = \sigma_e^2(1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1)$$

ve $|\phi_1| < 1$ ise varyans,

$$\gamma_0 = \frac{(1 + \theta_1^2 - 2\phi_1\theta_1)}{(1 - \phi_1^2)} \sigma_e^2$$

elde edilir. Kovaryanslar ise $\gamma_1, \gamma_2, \dots, \gamma_k$ sırasıyla,

$$\begin{aligned} \gamma_1 &= E(Y_{t-1}Y_t) = E[Y_{t-1}(\phi_1 Y_{t-1} + e_t + \theta_1 e_{t-1})] \\ &= \left(\frac{(1 + \phi_1\theta_1)(\phi_1 + \theta_1)}{1 - \phi_1^2} \right) \sigma_e^2 \\ &= \phi_1 \gamma_0 + \theta_1 \sigma_e^2 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \gamma_2 &= E(Y_{t-2}Y_t) = E[(Y_{t-2}(\phi_1 Y_{t-1} + e_t + \theta_1 e_{t-1}))] \\ &= \phi_1 \gamma_1 \end{aligned}$$

ve

$$\gamma_k = \phi_1 \gamma_{k-1} \quad k \geq 2$$

Otokorelasyon fonksiyonu,

$$\rho_1 = \frac{\gamma_1}{\gamma_0} = \frac{(1 + \phi_1 \theta_1)(\phi_1 + \theta_1)}{(1 + \theta_1^2 + 2\phi_1 \theta_1)}$$

$$\rho_k = \gamma_k / \gamma_0 = \phi_1 \rho_{k-1} \quad k \geq 2 \quad (2.41)$$

olur.

ARMA(1,1) süreci AR ve MA bileşenlerinin bir bileşenidir. Bu nedenle otokorelasyon fonksiyonu hem AR hem de MA sürecinin özelliklerini birlikte gösterir(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 168). MA süreci bir dönemlik belleğe sahip olduğu için, bir gecikmeden sonra AR bileşeninin etkisiyle otokorelasyon fonksiyonu azalan bir davranış sergiler.

2.5.4. Homojen Durağan Olmayan Süreç(Autoregressive Integrated Moving Average Process-ARIMA)

Seriler durağan sürece sahip olduğu varsayımından hareketle AR, MA ve ARMA süreçleri yukarıda ifade edilmiştir. Ancak gerçek hayattaki zaman serilerinin çoğu zaman boyunca değişen belirli bir stokastik sürecin özelliklerini taşıması nedeniyle durağan değildir. Ancak bu zaman serilerini durağanlaştırmak için serinin bir veya daha fazla farkını almak suretiyle dönüştürme işlemi gerçekleştirilebilir. Böyle zaman serilerine entegre süreç adı verilir. Genel ifadesi,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + \Delta^d Y_t + e_t + \theta_1 e_{t-1} + \dots + \theta_q e_{t-q} \quad (2.42)$$

şeklindedir. Burada Δ^d entegrasyon işlemi anlamına gelir.

$$d = 1 \text{ için, } \Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$$

$$d = 2 \text{ için, } \Delta^2 Y_t = \Delta(Y_t - Y_{t-1}) = Y_t - 2Y_{t-1} + Y_{t-2}$$

2.5.5. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli(ARCH)

Engle(1982) tarafından geliştirilen ARCH modelleri, doğrusal ve doğrusal olmayan iki bölümden oluşmaktadır.

$$R_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad \varepsilon_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (2.43)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (2.44)$$

Doğrusal bölüm, bağımlı değişken R_t 'nin zaman içindeki değişimini gösteren koşullu ortalama denklemdir(2.43). Doğrusal olmayan bölüm ise, bağımlı değişken olan koşullu varyans σ_t^2 ile hata teriminin gecikmeli değerlerinin ilişkisini gösteren koşullu varyans denklemdir(2.44).

2.5.6. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli(GARCH)

ARCH modellerinin genişletilmiş halini ifade eden ve Bollerslev(1986) tarafından geliştirilen GARCH modelleri, koşullu varyansın hata teriminin gecikmeli değerlerine ilave olarak, kendi gecikmeli değerlerine de bağlı olduğu volatilité modelidir. GARCH(p, q) modelleri (2.43)'de yer alan koşullu ortalama denklemine ilave olarak (2.45)'deki koşullu varyans denkleminde oluşmaktadır.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.45)$$

2.5.7. Box-Jenkins(BJ) Yöntemi

Box-Jenkins yaklaşımı, zaman serisi verilerinin analizinde en yaygın kullanılan yöntemlerden biridir(Maddala ve Lahiri, 2009, 564). Box-Jenkins yöntemi durağan zaman serilerinin modellemesinde kullanılır. Zaman serisinin modelini kurmada ortaya çıkan problem, en uygun p, d, q değerlerinin seçimidir. Bir seride bu değerlerin bulunmasında Box-Jenkins yöntemi uygulanmaktadır. Yöntem dört aşamadan oluşmaktadır.

1. Aşama: Belirlenme

Bu aşamada uygun p, d, q değerleri belirlenir. Bunun için de zaman serinin korelogram analizi yapılır.

2. Aşama: Tahmin

Uygun model belirlendikten sonra sıra modelin otoregresif ve hareketli ortalama terimlerinin tahmin edilmesi aşamasına gelmektedir. Eğer süreç $AR(p)$ ise parametreler en küçük kareler yöntemiyle tahmin edilebilmektedir. $MA(q)$ da ise en çok benzerlik ve en küçük kareler yöntemine başvurulmaktadır.

3. Aşama: Uygunluk Testi

Bu aşamada, tahmin edilen modelin incelenen seriye uygun olup olmadığı araştırılır. Bunun için de, modelin hata terimlerinin korelogramı incelenir.

4. Aşama: Öngörü

Bir zaman serisi modeli belirlenip, tahmini yapıp, uygunluk testlerinden geçirildikten sonra bu model öngörü(forecast) amacıyla kullanılabilir. Bu amacı gerçekleştirmenin bir yolu gerçek değerler ile öngörülen değerler arasında ortalama hata kareyi minimum yapmaktır.

2.6. Ekonometrik Yöntemler

Aşağıda tezin uygulama bölümünde yararlanılacak olan birim kök testleri, Granger nedensellik testi, VAR modeli, etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırma tekniği hakkında teorik bilgi verilmektedir.

2.6.1. Durağanlık Kavramı

Bir zaman serisinin istatistiksel analizi yapılmadan önce, o seriyi yaratan sürecin zaman içinde sabit olup olmadığının yani serinin durağanlığının araştırılması gerekmektedir(Göktaş, 2005, 5-6).

Ekonometrik analizler yapılırken kullanılan zaman serisinin durağan olup olmaması önemlidir. Çünkü durağan olmayan bir seri ile analizler yapıldığında sahte regresyon problemi ile karşılaşırız. Bu problem sonucunda t ve F testi sonuçları geçerliliklerini yitirirler, bunun nedeni bu testler durağan seriler için geçerli olan testlerdir.

Belli bir dönem içinde gözlemlenen bir seriyi ortaya çıkaran stokastik sürecin durağan olmasının şartları şunlardır;

$$\text{Ortalama: } E(Y_t) = \mu$$

$$\text{Varyans: } Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2 = \sigma^2$$

$$\text{Kovaryans: } \gamma_k = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] \quad (2.46)$$

Burada γ_k ; aralarında k dönem fark olan iki Y değeri (Y_t, Y_{t+k}) arasındaki kovaryansdır. Eğer; $k=0$ ise γ_0 bulunur. Bu değer Y'nin varyansına eşittir. (σ^2), $k=1$ ise γ_1 , Y'nin ardışık iki değeri arasındaki kovaryansdır(Gujarati ve Porter, 2012, 740).

Eğer bir zaman serisi durağansa ortalaması, varyansı ve kovaryansı zamana bağlı olarak değişmemektedir.

Bir zaman serisinin ortalamasının, varyansının ve kovaryansının zaman içerisinde sabit olması zayıf durağanlık(weakly stationarity) olarak adlandırılmaktadır. Bu kovaryans durağanlık olarak da ifade edilebilmektedir(Güriş ve Çağlayan, 2007, 110).

Zaman serilerinin durağan olması için gereken özellikler şöyle özetlenebilir;

- Zamanla değişmeyen sabit varyansa sahip olması,
- Gecikme uzunluğu arttıkça hızla azalan bir korelograma sahip olmaları,
- Serinin yakınsayacağı bir uzun dönem ortalamasının olmaması,
- Varyansının zamana bağlı olmaması. Durağan seriler, gecikme uzunluğu arttıkça hızla azalan ve sıfır eksenini kısa gecikmelerde kesen bir korelograma sahiptirler.

Durağan olmayan serilerin ise ortalaması veya varyansı zamana bağlı olarak değişmektedir. Stokastik veya deterministik trende sahip olan seriler, durağan değildirler. Buna dayanarak zaman serilerinin durağan olmamasının nedenlerinden birinin, serilerin trende sahip olmaları olduğu söylenebilir. Bu özelliği ortaya çıkarılmadan yapılan regresyon analizlerinin sonucunda sahte regresyon problemi ile karşılaşılacaktır.

Bu kapsamda serileri yaratan sürecin stokastik mi yoksa deterministik mi olduğunun belirlenmesi önemlidir. Bu amaçla Dickey-Fuller (1981) testi uygulanarak serilerin deterministik trende mi yoksa stokastik trende mi sahip olduğu belirlenir. Daha sonra deterministik trende sahip olan seri trendden arındırılır, stokastik trende sahip olan serinin farkı alınarak bütünleme mertebesi belirlenir.

2.6.2. Birim Kök Testleri

Bir değişkenin durağan olup olmadığını veya durağanlık mertebesi belirlenmede kullanılan en geçerli yöntem birim kök testidir(Enders, 2010, 53-54). Uygulamada en fazla kullanılan birim kök testleri Dickey-Fuller(DF), Genişletilmiş Dickey-Fuller(ADF) ve Phillips-Perron(PP) birim kök testleridir. Bu testlerin yanı sıra yapısal kırılma ve mevsimsel etkilerin görüldüğü durumlarda farklı birim kök testleri kullanılmaktadır. Bu testler Dickey-Hasza-Fuller(1984) ve HEGY(1990) testleridir.

2.6.2.1. Dickey-Fuller(DF) Testi

Dickey-Fuller(DF) testi, serinin birim kök içerdiği(durağan olmadığı) sıfır hipotezine karşı, birim kök içermediği(durağan olduğu) alternatif hipotezine karşı sınamadır. Bir zaman serisinin uzun dönemde sahip olduğu özellik, bir önceki dönemde değişkenin aldığı değerinin, bu dönemi ne şekilde etkilediğinin belirlenmesiyle ortaya çıkarılabilir. Bu nedenle serinin nasıl bir süreçten geldiğini anlamak için, serinin her dönemde aldığı değerin daha önceki dönemlerdeki değerleriyle regresyonunun bulunması gerekmektedir. Bu amaçla geliştirilen birim kök testi ile serilerin durağan olup olmadıkları belirlenebilmektedir.

Y_t değişkeninin bu dönemde aldığı değerin geçen dönemdeki değeri olan Y_{t-1} ile ilişkisi,

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.47)$$

şeklinde ifade edilir. Burada u_t kalıntı terimidir. Bu model birinci dereceden otoregresif AR(1) modelidir. Eğer ρ katsayısı bire eşit bulunursa birim kök problemi(durağan olmama durumu) ortaya çıkmaktadır ve model

$$Y_t = Y_{t-1} + u_t \quad (2.48)$$

şeklini almaktadır. Bu bir önceki dönemde zaman serisi değerinin ve dolayısıyla o dönemde maruz kaldığı şokun olduğu gibi sistemde kalması anlamına gelir. Bu şokların kalıcı nitelikte olması serinin durağan olmaması ve zaman içinde gösterdiği trendin stokastik olması anlamına gelir.

Eğer ρ katsayısı birden küçük çıkarsa, geçmiş dönemlerdeki şoklar belli bir süre etkilerini sürdürseler de, bu etki giderek azalacak ve kısa bir dönem sonra tamamen ortadan kalkacaktır(Tarı, 2011, 388).

(2.48) nolu denklem şu şekilde de yazılabilir:

$$\begin{aligned} \Delta Y_t &= (\rho - 1)Y_{t-1} + u_t \\ &= \phi Y_{t-1} + u_t \end{aligned} \quad (2.49)$$

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 'dir. Bu durumda artık sıfır hipotezi $\phi=0$ olarak tanımlanır. $\rho=1$ olduğunda $\phi=0$ olacaktır ve böylece

$$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1} = u_t \quad (2.50)$$

olacağından, Y_t serisinin birinci farkları durağan olacaktır.

Denklem (2.48)'ya göre $H_0 : \rho = 1$ ve denklem (3.49)'e göre $H_0 : \phi = 0$ olup, ilgili hipotezler birim kökün varlığını ifade eder. Bunun için uygulanan test Dickey-Fuller(DF) testidir. Bu testte bilinen t istatistiği, τ (tau) istatistiği (DF test istatistiği) olarak adlandırılır ve τ istatistiklerinin değerlendirilmesinde bilinen t testi yapılamaz. Çünkü t testi ancak durağan seriler için geçerli olan bir test istatistiğidir. Bu nedenle τ istatistiği MacKinnon kritik değerleri ile karşılaştırılır. τ (tau) istatistiklerinin kritik değerleri Dickey ve Fuller tarafından Monte Carlo simülasyonu ile

tablolaştırılmıştır(Dickey ve Fuller, 1979, 427-431). Eğer hesaplanan τ test istatistiği, tablo kritik değerinden daha negatif ise, H_0 hipotezi reddedilemez ve serinin birim kök içerdiği(durağan olmadığı) sonucuna varılır.

Dickey-Fuller, birim kökün varlığını test etmek için üç farklı regresyon denklemi kullanmaktadır.

$$\Delta Y_t = \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.51)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.52)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + u_t \quad (2.53)$$

(2.51) denkleminde rassal yürüyüş süreci verilmekte, (2.52) denkleminde ise bu sürece bir sabit terim eklenmekte, (2.53) denkleminde ise sabit terim ve doğrusal trend bulunmaktadır. Dickey-Fuller testi bu denklemlerin en küçük kareler yöntemi ile tahmin edilerek ϕ 'nin tahmin değeri ve standart hatasının bulunmasına dayanmaktadır.

2.6.2.2. Genişletilmiş Dickey-Fuller(ADF) Testi

Dickey-Fuller testleri, hata terimlerinin otokorelasyon içermesi halinde kullanılamamaktadır. Hata terimleri arasında otokorelasyon olması durumunda, kullanılacak regresyon modeli aşağıdaki gibidir:

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \gamma_i \Delta Y_{t-i} + u_t \quad (2.54)$$

Dickey-Fuller bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini modelde bağımsız değişken olarak kullanan yeni bir test geliştirmiştir. Bu test Genişletilmiş Dickey-Fuller(ADF) testidir. Bu testin amacı otokorelasyonun ortadan kaldırılmasıdır.

Dickey-Fuller testinde otokorelasyonu ortadan kaldırmak için kullanılan bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin sayısı belirlenirken dikkatli olunmalıdır. Burada amaç hata terimleri arasındaki otokorelasyonu ortadan kaldıracak olan minimum sayıda bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini modelin sağ tarafına dahil etmektir. Otoregresif süreçlerde uygun gecikme sayısını belirlenmesi için yaygın olarak

kullanılan kriterler Akaike ve Schwarz bilgi kriterleridir. Bu kriterlerin seçiminde minimum olan değer uygun gecikme sayısı olarak belirlenir.

Dickey-Fuller ve Genişletilmiş Dickey-Fuller testlerinin yanı sıra yapısal kırılma durumunda kullanılan birim kök testleri ise Perron(1989) ve Zivot-Andrews(1992) testleridir.

2.6.2.3. Yapısal Kırılma Durumunda Kullanılan Birim Kök Testleri

Zaman serileri ile yapılan uygulamalarda kullanılan birim kök testleri, yapısal kırılmanın olduğu durumlarda farklılıklar göstermektedir. İncelenen zaman serisinde tek bir kırılma var ise ve kırılma dönemi biliniyorsa Perron(1989) birim kök testi kullanılırken, kırılma döneminin bilinmemesi durumuna göre ise Zivot-Andrews birim kök testi kullanılır. İki veya daha fazla kırılmanın olduğu durumlarda ise Bai-Perron(1998) birim kök testi kullanılır(Bai ve Perron, 1998, 47-78). Bu çalışmada sadece tek kırılmayı dikkate alan birim kök testlerine Zivot-Andrews ve Perron(1989) birim kök testlerine değinilecektir.

2.6.2.3.1. Perron(1989) Birim Kök Testi

Yapısal kırılma nedeniyle incelenen dönemde birim kök testleri uygulanırken dikkatli olmak gerekmektedir. Uygulamada ele alınan seriye ait grafik incelendiğinde, serinin kırılma öncesi dönemde durağanlık özelliğine sahipken, yapısal kırılmadan sonra yığılım/eğimde meydana gelen farklılık birim kökün varlığını kabul etme yönünde eğilim gösterecektir. Seri gerçekte yapısal kırılma içeren trend durağan süreç(trend stationary process, TSP) özelliği gösterdiği halde birim köke sahip fark durağan süreç (different stationary process, DSP) olduğu kabul edilmektedir(Tarı, 2011, 403-405).

Yapısal kırılma durumunda yapılacak uygulamalar için Perron (1989) farklı bir birim kök testi geliştirmiştir. Bu test yapısal kırılma noktasının tek olduğu varsayımına dayanmaktadır. Ekonomide uzun dönem eğilimlerindeki değişme teknolojik yenilik,

ekonomik kriz ya da savaş nedeniyle meydana gelmektedir. Bu nedenle incelenen dönemde tek bir kırılma noktası kabul edilmiştir(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 401).

Perron, incelenen dönem içerisinde rassal yürüyüş varsayımı altında sabit terimde, eğimde ve her ikisinde de tek bir yapısal kırılmaya izin veren üç model geliştirmiştir(Perron, 1989, 1364). Birinci model kırılma(crash) modeli olup alternatif hipotezin doğru olduğu durumlarda sabit terimde meydana gelen değişmeyi göstermektedir. İkinci model büyüme(growth) modelidir ve trend fonksiyonunun eğimindeki değişmeyi göstermektedir. Son model ise karma model olarak adlandırılmakta ve her iki etkinin aynı anda ortaya çıktığı durumu göstermektedir.

$$\begin{aligned}
 \text{Model A} \quad & H_0 : Y_t = \mu + \gamma_1 DTB_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 & H_1 : Y_t = \mu + \beta T + \gamma_2 DU_t + \varepsilon_t \\
 \text{Model B} \quad & H_0 : Y_t = \mu + \gamma_2 DU_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 & H_1 : Y_t = \mu + \beta T + \gamma_3 DT_t^* + \varepsilon_t \\
 \text{Model C} \quad & H_0 : Y_t = \mu + \gamma_1 DTB_t + \gamma_2 DU_t + Y_{t-1} + \varepsilon_t \\
 & H_1 : Y_t = \mu + \beta T + \gamma_2 DU_t + \gamma_3 DT_t + \varepsilon_t
 \end{aligned} \tag{2.55}$$

Bu modellere ait sıfır hipotezi rassal yürüyüş sürecini, alternatif hipotez ise serinin kırıklı trend etrafında durağanlığını ifade etmektedir.

Yapısal kırılma olduğu durumda birim kök testi, seriyi yapısal kırılmaya göre iki parçaya ayırıp her bir parçaya Dickey-Fuller testi uygulanması şeklinde olmaktadır. Bu uygulamadaki sorun regresyona ait serbestlik derecesinin kısıtlanmasıdır. Bu nedenle Perron; $t = \tau+1$ döneminde olan yapısal kırılma için geliştirdiği üç ayrı model için, sıfır ve alternatif hipotezlere dayalı bir test geliştirmiştir. Bu testlerde kullanılacak tablo değeri $\lambda = TB/T$ oranına bağlı olarak hesaplanmıştır. Burada “ λ ” kırılmanın yüzde kaçlık dilimde olduğunu, “ T ” toplam gözlem sayısını ve “ TB ” kırılma dönemini göstermektedir.

2.5.2.3.2. Zivot-Andrews(1992) Birim Kök Testi

Zivot-Andrews(1992) makalesinde, Perron(1989)'un dışsal kırılma noktası varsayımını eleştirmişler ve Perron'ın kullandığı verileri kullanarak trend fonksiyonunda tahmini bir kırılmaya izin veren alternatif hipotezi altında, yeni bir birim kök test yöntemi geliştirmişlerdir(Yavuz, 2006, 162-171). Yani Perron(1989)'da kırılma dönemi dışsal olarak modele eklenirken, Zivot-Andrews(1992) makalesinde, kırılma dönemi model tarafından içsel olarak tahmin edilmektedir(Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2010, 431). Bunun nedeni Perron(1989) birim kök testinde kırılma dönemi dışsal değişken olarak modele eklenirse birim kök testi sonucunda incelenen serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılacaktır.

Zivot-Andrews(1992) makalesinde, her üç model için sıfır hipotezi denklem(2.56)'deki gibi herhangi bir yapısal kırılma içermeyen ve birinci mertebeden durağan olan bir rassal yürüyüş modelidir(Zivot ve Andrews, 1992, 254).

$$Y_t = \mu + Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.56)$$

Zivot-Andrews(1992) birim kök testi için aşağıdaki modeller ele alınır(Zivot ve Andrews, 1992, 253-254).

$$\text{Model A} \quad y_t = \mu + \beta T + \rho y_{t-1} + \theta_1 DU_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$\text{Model B} \quad y_t = \mu + \beta T + \rho y_{t-1} + \theta_2 DT_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

$$\text{Model C} \quad y_t = \mu + \beta T + \rho y_{t-1} + \theta_1 DU_t + \theta_2 DT_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (2.57)$$

Model A sabit terimde meydana gelen değişmeyi, Model B trend fonksiyonunun eğimindeki değişmeyi ve Model C ise serinin hem sabitinde hem de eğiminde meydana gelen yapısal kırılmayı içermektedir. Burada $t=1,2,\dots,T$ zamanı, T_B kırılma dönemini ve λ parametresi ise T_B / T kırılma noktasını göstermektedir.

Zivot-Andrews testine göre birim kökün varlığı, y_{t-1} 'in katsayısının istatistiksel açıdan anlamlılığı ile test edilir(Yavuz, 2006, 166). Eğer hesaplanan t istatistik değeri, Zivot-Andrews'in tablo kritik değerinden daha negatif ise, ilgili serinin durağan olmadığı sıfır hipotezi reddedilir.

$$DU_t = \begin{cases} 1 & t > T_B \\ 0 & \text{diger durumda} \end{cases}$$

ve

$$DT_t = \begin{cases} t - T_B & t > T_B \\ 0 & \text{diger durumda} \end{cases}$$

Zivot-Andrews birim kök testinin uygulanmasında öncelikle Model C tahmin edilmekte, daha sonrada DU ve DT kukla değişkenlerine ait parametrelerin istatistiksel anlamlılığına göre model seçilmektedir. DU ve DT kukla değişkenlerinin her ikisi de istatistiksel olarak anlamlı iseler Model C, sadece DU anlamlı ise Model A ya da sadece DT anlamlı ise Model B'in tahmini uygundur(Yavuz, 2006, 166).

Tez kapsamında kullanılan çalışma dönemi 2008 yılında yapısal kırılmaya sebep olabilecek ekonomik gelişmeler yaşadığı için, sanayi üretim endeksi ve tüketici güven endeksi serilerine Zivot-Andrews birim kök testi uygulanmıştır.

2.6.3. Granger Nedensellik Testi

Değişkenler arasındaki ilişkinin yönünü belirlemek amacıyla Granger Nedensellik testi yapılmıştır. Bu çalışmada takip oranları serisi ile sanayi üretim endeksi değişkenleri arasında iki yönlü(karşılıklı) veya tek yönlü ilişki olup olmadığını araştırmaktır. Granger nedensellik testi aşağıdaki hipotez ve denklemler yardımı ile yapılmaktadır.

$H_0 : \beta_j = 0$ Nedensellik ilişkisi yoktur

$H_1 : \beta_j \neq 0$ Nedensellik ilişkisi vardır $j = 1, 2, \dots, m$

$$\Delta^2 LTO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta^2 LTO_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j RSUE_{t-j} + u_{1t} \quad (2.58)$$

$$RSUE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_i RSUE_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j \Delta^2 LTO_{t-j} + u_{2t} \quad (2.59)$$

Burada m gecikme uzunluğunu göstermekte olup, u_{1t} ve u_{2t} hata terimlerinin birbirinden bağımsız oldukları(white noise) varsayılmaktadır.

(2.58) numaralı denklem $RSUE$ 'den LTO 'ye doğru nedenselliği, (2.59) numaralı denklem ise LTO 'den $RSUE$ 'e doğru nedenselliği göstermektedir.

(2.59) numaralı denklemde önce bağımlı değişken uygun gecikme sayısı ile modele dahil edilmekte ve sonra diğer değişkende aynı gecikme sayısı ile modele katılmaktadır. Bu modellere ait hata kareler toplamaları bulunmaktadır.

Daha sonra Wald tarafından geliştirilen F istatistiği hesaplanmaktadır.

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/m}{SSR_{UR}/T - 2m} \quad (2.60)$$

Burada SSR : Hata kareler toplamını, UR : Kısıtsız modeli, R : Kısıtlı modeli göstermektedir.

Hesaplanan F istatistiği değeri, (m;n-2m) serbestlik derecesindeki α anlamlılık düzeyindeki tablo kritik değerinden büyükse sıfır hipotezi reddedilir. Sıfır hipotezinin reddedilmesi modelde yer alan katsayıların anlamlı olduğunu ifade etmektedir.

Granger nedensellik testi yapılırken gecikme uzunluğunun belirlenebilmesi için önsel bilgi bulunmamaktadır. Literatürde gecikme değerleri aylık veriler kullanılan çalışmalarda 12 ya da 24, mevsimsel veriler kullanılan çalışmalarda ise 4 ve 8 ya da 12 olmak üzere çoğunlukla aynı büyüklükte alınmaktadır(Kadılar, 2000, 54).

2.6.4. Vektör Otoregresif(VAR) Model

Makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkiler, tek veya birden çok denklemden oluşan modeller ile açıklanabilmektedir. Tek denklem ile açıklanan ilişkiler için regresyon analizi yapılırken, çok denklemliler, eşanlı denklem sistemlerinin tahminini gerektirmektedir. Sims(1980) makalesinde, birden fazla denklemden oluşan zaman serisi modelleri için içsel ve dışsal değişken ayrımının olmadığı Vektör Otoregresif(VAR) modellerini tanıtmıştır(Sims, 1980, 1-48). Burada vektör terimi iki ya da daha fazla değişkenden oluşan bir vektörün ele alınmasından, otoregresif terimi de bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin denklemin sağ tarafında yer almasından gelmektedir. VAR modellerinin tercih edilme nedeni, eşanlı denklem modellerindeki gibi herhangi bir denklemin uygun bir şekilde tahmin edilebilmesi için belirlenme problemi ile karşılaşılmasıdır.

VAR modellerinin eşanlı denklem modellerine göre üstünlükleri;

- İçsel ve dışsal değişken ayrımı yoktur. VAR'da bütün değişkenler içsel olarak kabul edilir..
- VAR modellerinin herhangi bir iktisat teorisine dayanma zorunluluğu yoktur.
- Eşanlı denklemlerdeki gibi belirlenme problemi yoktur.

VAR modelinde parametrelerinin yorumu pek anlamlı olmamaktadır. Bu nedenle VAR modellerinde öncelikle amaç, etki-tepki(IR) fonksiyonları ve varyans ayrıştırması analizleri yapılarak bir takım sonuçlar çıkarılmaya çalışılmaktadır. VAR analizinde değişkenlerde meydana gelen şoklara verilen tepkilerin bir öngörüsü yapılmaktadır. Başka bir deyişle IR fonksiyonları, VAR modelinde yer verilen herhangi bir değişkende meydana gelen bir şok'a karşı değişkenlerin dinamik tepkilerini göstermektedirler. Etki-tepki fonksiyonunun katsayıları, VAR modelinin katsayılarından hareketle hesaplanmaktadır.

Eşanlı denklem modellerinin indirgenmiş şeklinin özel bir hali olarak kabul edilen VAR modellerinin aynı zamanda AR modellerinin birden fazla içsel değişken için genelleştirilmiş hali olduğu ifade edilmektedir. Gecikme uzunluğu VAR modelinin

mertebeini belirler ve p .inci mertebeden olan N adet değişkenin değerlerini içeren ($N \times 1$) boyutlu bir vektörü ifade etmektedir. Bu durumda p .inci mertebeden standart VAR modeli gösterimi,

$$y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (2.61)$$

olarak yapılır. Bu modelin matris gösterimi ise,

$$\begin{bmatrix} y_{t1} \\ y_{t2} \\ \vdots \\ y_{tN} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{10} \\ \alpha_{20} \\ \vdots \\ \alpha_{N0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_{11,1} & \alpha_{12,1} & \dots & \alpha_{1N,1} \\ \alpha_{21,1} & \alpha_{22,1} & \dots & \alpha_{2N,1} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{N1,1} & \alpha_{N2,1} & \dots & \alpha_{NN,1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1,1} \\ y_{t-1,2} \\ \vdots \\ y_{t-1,N} \end{bmatrix} + \dots + \begin{bmatrix} \alpha_{11,p} & \alpha_{12,p} & \dots & \alpha_{1N,p} \\ \alpha_{21,p} & \alpha_{22,p} & \dots & \alpha_{2N,p} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha_{N1,p} & \alpha_{N2,p} & \dots & \alpha_{NN,p} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-p,1} \\ y_{t-p,2} \\ \vdots \\ y_{t-p,N} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{Nt} \end{bmatrix}$$

olmaktadır.

(2.61) modelinde tahmin edilmiş VAR modeli indirgenmiş form olarak yorumlanabilmektedir. VAR modellerinde eşanlı ilişkiler hesaplanamamaktadır çünkü bu ilişkilerin hata teriminin bağımlılık yapısı içinde yer aldığı varsayılmaktadır (Enders, 2010, 297-299).

2.6.4.1. Etki-Tepki(IR) Fonksiyonları

Etki-tepki fonksiyonları, hata terimlerinden birinde bir standart sapmalık şok meydana geldiğinde, diğer değişkenlerin şimdiki ve gelecekteki değerlerine olan etkisini yansıtır. Başka bir ifadeyle, etki-tepki analizi bir değişkende meydana gelecek bir şokun sistemdeki diğer değişkenler üzerindeki etkisini analiz etmekte ve bu bakımdan ekonomik politikalara yön vermede önemli bir işlev görmektedir. Hareketli ortalama vektörü(VMA) gösterimi Sims(1980)'in yönteminde şokların VAR sisteminin içerdiği değişkenler üzerindeki etkilerinin zaman serisi grafiğinin çizilmesine imkan verir.

Etki-tepki fonksiyonu iki değişkenli VAR matris formunda yazılırsa,

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \end{bmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} \\ a_{21} & a_{22} \end{pmatrix} \begin{bmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \end{bmatrix}$$

hareketli ortalama süreci $\{\varepsilon_{1t}\}$ ve $\{\varepsilon_{2t}\}$ serileri açısından yazılabilir,

$$\begin{bmatrix} x_t \\ y_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \bar{x} \\ \bar{y} \end{bmatrix} + \sum_{i=0}^{\infty} \begin{pmatrix} \phi_{11}(i) & \phi_{12}(i) \\ \phi_{21}(i) & \phi_{22}(i) \end{pmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t-i} \\ \varepsilon_{2t-i} \end{bmatrix} \quad (2.62)$$

Bu hareketli ortalama süreci özellikle X_t ve Y_t serileri arasındaki karşılıklı etkileşimi incelemek için yararlı bir araçtır. Φ 'nin katsayıları $\{\varepsilon_{1t}\}$ ve $\{\varepsilon_{2t}\}$ şokları X_t ve Y_t serilerinin tüm zaman serisi üzerindeki etkilerini ortaya çıkarmak için kullanılabilir. Burada dört parametre $\phi_{ij}(0)$ etki çarpanlarıdır. Örneğin; $\phi_{12}(0)$ $\{\varepsilon_{1t}\}$ 'deki bir birimlik değişimin Y_t üzerindeki ani etkisidir. Aynı şekilde $\phi_{11}(1)$, $\phi_{12}(1)$ sırasıyla $\{\varepsilon_{xt-1}\}$ ve $\{\varepsilon_{yt-1}\}$ 'deki bir birim değişimlerin X_t üzerindeki bir dönem etkileridir. $\phi_{11}(i)$, $\phi_{12}(i)$, $\phi_{21}(i)$ ve $\phi_{22}(i)$ etki-tepki fonksiyonları olarak adlandırılır. Etki-tepki fonksiyonları grafiksel olarak X_t ve Y_t serilerinin değişik şoklar karşısındaki tepkileri şeklinde çizilmektedir.

2.6.4.2. Varyans Ayırıştırması(Variance Decomposition)

Varyans ayırıştırması, incelenen değişkenlerin her birinin varyansında meydana gelen değişimin yüzde kaçının kendi gecikmeleriyle, yüzde kaçının ise diğer değişkenlerce açıklandığını analiz eder. Varyans ayırıştırması değişkenler arasındaki nedensellik ilişkilerinin derecesi konusunda da bilgi verir.

Varyans ayırıştırma analizi ile serinin varyansındaki değişmeye şok süresince her bir değişkenin katkısı ölçülür. ε_{1t} şokunun Y_t 'nin öngörü hata varyansına hiçbir dönemde açıklayıcı katkısı yoksa Y_t değişkeni dışsal değişkendir. ε_{2t} 'nin Y_t 'nin öngörü hata varyansı tüm dönemlerde açıklama etkisi varsa Y_t değişkeni içseldir(Tarı, 2011, 469).

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

TÜRK BANKACILIK SEKTÖRÜ İÇİN KREDİ RİSKİ MODELLEMESİ VE ANALİZİ

3.1. Çalışmanın Amacı

Çalışmada, Türk bankacılık sektörünün karşı karşıya kaldığı riskler arasındaki önemli payı olan kredi riskine odaklanılarak, kredi kalitesinin göstergesi kabul edilen takip oranının, seçilmiş makroekonomik değişkenlerle ilişkisi VAR yöntemi kullanılarak incelenmiş, söz konusu makroekonomik değişkenlerde meydana gelecek şoklara bağlı olarak bankacılık sektörünün kredi kalitesinin nasıl etkileneceği araştırılmıştır. Bu kapsamda, tahmin edilen model 2008 yılında Amerika Birleşik Devletleri'nde meydana gelen finans krizinin, Türk bankacılık sektörüne etkilerini incelemek amacıyla kriz öncesi ve sonrası dönemi kapsayan 2005:01–2013:04(aylık) dönemi için uygulanmıştır. Ayrıca, 2003:01-2013:03 dönemi için Türk bankacılık sektörünün dayanıklılığının göstergesi kabul edilen takip oranları serisinin ARCH modelleri yardımıyla analiz edilmiş, ikinci bir model olarak çalışma kapsamında sonuçları değerlendirilmiştir.

3.2. Kredi Takip Oranları ile Makroekonomik Değişkenler Arasındaki İlişki

Finansal sektör veya banka bilançolarındaki kredi riskine maruz kalınacak kayıpların seviyesini belirleyen, bilanço ile doğrudan ilişki içinde olan birincil risk faktörü takip oranlarıdır(Altıntaş, 2012, 82). Takip oranları, makroekonomik değişkenlerle etki ve tepki ilişkisi içindedir. Takip oranları Sanayi üretim endeksi(SUE), enflasyon(ENF), faiz oranları(FO), döviz kurları(DK), tüketici güven endeksi(TGE) vb. makroekonomik değişkenlerle bağlantılı olarak artmakta veya azalmaktadır. Ancak makroekonomik değişkenlerde kendi aralarında değişik seviyelerde ilişki içindedir.

Makroekonomik değişkenlerden herhangi birinde meydana gelen bir değişiklik sonucunda sadece takip oranları değil, diğer makroekonomik değişkenlerde etkilenecek, dolayısıyla etkilenen değişkenlerin takip oranları üzerindeki etkilerinin de dikkate alınması gerekecektir. Örneğin takip oranları ile ekonomik büyüme arasında ters yönlü bir ilişki vardır. Yani ekonomide işlerin iyi gitmesi durumunda bankalardan borçlanan sektörler borçlarını zamanında ödeyecek bu da takipteki kredi oranlarını aşağıya çekmesi beklenecektir. Büyüyen ekonomi takip oranlarını azaltırken, yükselen faizlerin kredi geri dönüşleri üzerindeki olumsuz etkileri olacaktır. Ancak enflasyon oranlarının takip oranları üzerindeki etkisi hakkında kesin bir şey söylenememektedir.

Döviz kurlarındaki artışın takip oranları üzerindeki etkisinin olumsuz olması beklenir. Ancak Türk bankacılık sektörü'nde nakdi kredilerin yaklaşık %27.5'i yabancı para olduğundan, döviz kurlarındaki bir artışın takip oranları üzerindeki etkisi zamanla ortaya çıkması beklenir(Altıntaş, 2012, 119).

	TO	SUE	ENF	FO	DK	TGE
TO	1.0000	-0.7218	-0.0377	0.0729	-0.3975	0.1524
SUE	-0.7218	1.0000	0.0598	-0.4520	0.4424	0.0040
ENF	-0.0377	0.0598	1.0000	-0.0036	-0.0342	-0.0621
FO	0.0729	-0.4520	-0.0036	1.0000	-0.3632	0.0092
DK	-0.3975	0.4424	-0.0342	-0.3632	1.0000	-0.1385
TGE	0.1524	0.0040	-0.0621	0.0092	-0.1385	1.0000

Tablo 3.1 Takip Oranları ile Makroekonomik değişkenler arasındaki korelasyon matrisi

Takip oranları ile korelasyonu en yüksek olan makroekonomik değişken sanayi üretim endeksidir. Takip oranları ile sanayi üretim endeksi arasında beklenen korelasyonun işareti negatif ve ters yönlü olmalıdır. Bunun nedeni üretim düzeyinde meydana gelen artış, kişisel geliri artırması beklenir ve bunun sonucunda tüketici kredisi borcu olanlar kredi borçlarını ödemesi ve kredi takip oranlarında düşme gözlemlenir.

Takip oranları ile korelasyonu en düşük olan makroekonomik değişken enflasyondur. Enflasyon oranlarının takip oranları üzerindeki etkisi ile ilgili kesin bir yargıda bulunmak doğru değildir.

3.3. Örnekleme Dönemi

Model kurmada önemli noktalardan biride örneklem döneminin seçimidir. Örneğin bu konu ile ilgili olarak ABD ekonomisinde 2008 yılında meydana gelen finans krizinin, Türk bankacılık sektörüne etkilerini incelemek amacıyla kriz öncesi ve sonrası dönemi kapsayan 2005:01-2013:04(aylık) dönemi seçilmiştir.

3.4. Veri Seti

Takip oranları üzerine olası etkileri araştırılacak olan makroekonomik değişkenler, literatürde kredi riskini etkilediği tespit edilmiş olan makroekonomik değişkenler ve Türkiye ekonomisinin yapısı değerlendirilerek belirlenmiş olan makroekonomik değişkenlerden seçilmiştir.

Model kapsamında kullanılacak olan makroekonomik değişkenler Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası elektronik veri dağıtım sisteminden(EVDS) ve Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu(BDDK)'dan alınmıştır. Seçilen makroekonomik değişkenleri genel bir çerçevede değerlendirecek olursak; takip oranlarını etkileyebilecek makroekonomik değişkenler; Sanayi üretim endeksi(SUE), Tüketici Fiyatları Genel Endeksi¹(ENF), bankalarca TL üzerinden açılan tüketici kredilerine uygulanan ağırlıklı ortalama faiz oranları(FO), dolar/TL kuru(DK) ve tüketici güven endeksi(TGE) değişkenleridir. Bu çalışmada kullanacağımız makroekonomik değişkenler için tanımlayıcı istatistikler Tablo 3.2'de verilmiştir.

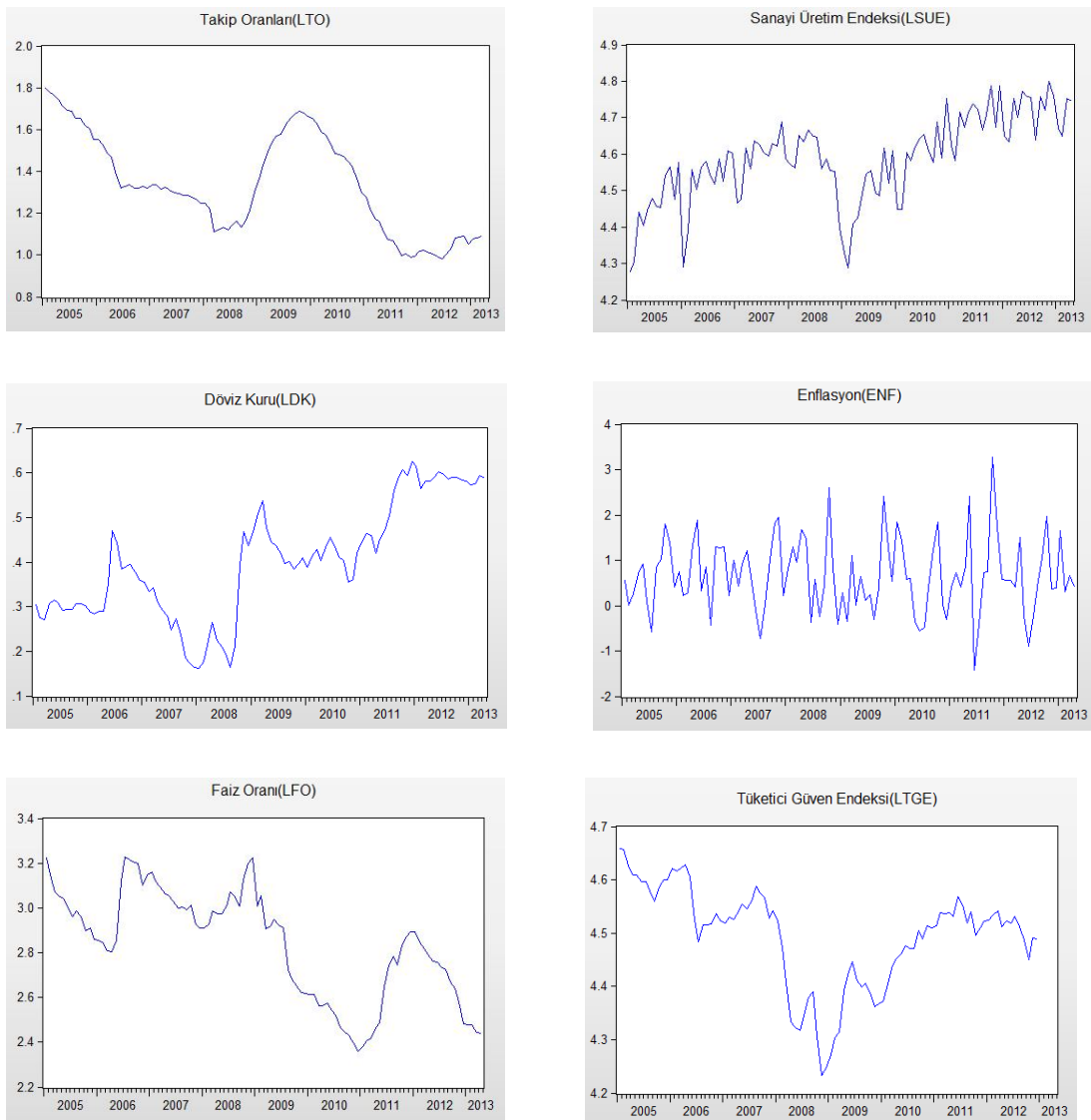
	TO	SUE	ENF	FO	DK	TGE
Ortalama	3.9395	98.4190	0.6590	17.7756	1.4919	89.8104
Medyan	3.7400	98.4350	0.5701	18.2050	1.4848	91.6500
Maksimum	6.0400	121.380	3.2721	25.2400	1.8678	105.4000
Minimum	2.6600	72.110	-1.4307	10.5800	1.1760	68.9000
Standart S.	0.9419	11.4549	0.8259	3.9797	0.1895	8.2307
Eğiklik	0.4410	-0.1743	0.3900	-0.0235	0.3195	-0.5447
Basıklık	2.0479	2.6813	3.3768	2.0925	2.1942	2.7708
Jarque-Bera	6.7373	0.8926	3.0018	3.3024	4.2306	4.9581
Toplam	378.20	9448.23	63.26	1706.46	143.22	8621.80
Gözlem Sayısı	96	96	96	96	96	96

Tablo 3.2 Makroekonomik Değişkenler için Tanımlayıcı İstatistikler

¹ Burada Tüketici Fiyatları Genel Endeksi EVDS'den alınmış olup, logaritmik farkı alınarak;
 $ENF_t = (lnTUF E_t - lnTUF E_{t-1}) \times 100$ enflasyon oranı olarak hesaplanmıştır.

Burada takip oranları(TO) serisinde, 2008 yılında ABD meydana gelen finans krizinin bankacılık sektöründe yaratmış olduğu etkiyi, yapısal kırılmaya duyarlı bir test olan Jarque-Bera(JB) test istatistiği değerinden anlaşılmaktadır. JB test istatistiği değeri 6.7373 olduğundan normal bir dağılım sergilemediği anlaşılmaktadır.

VAR modelinin tahmininde kullanılacak değişkenlere ait zaman serilerinin durağanlığı sınanmadan önce, serilerin zaman serisi grafikleri analiz edilmiştir. Ayrıca serilerin olası değişen varyans problemine karşı logaritmik dönüşümleri ile çalışılmıştır.



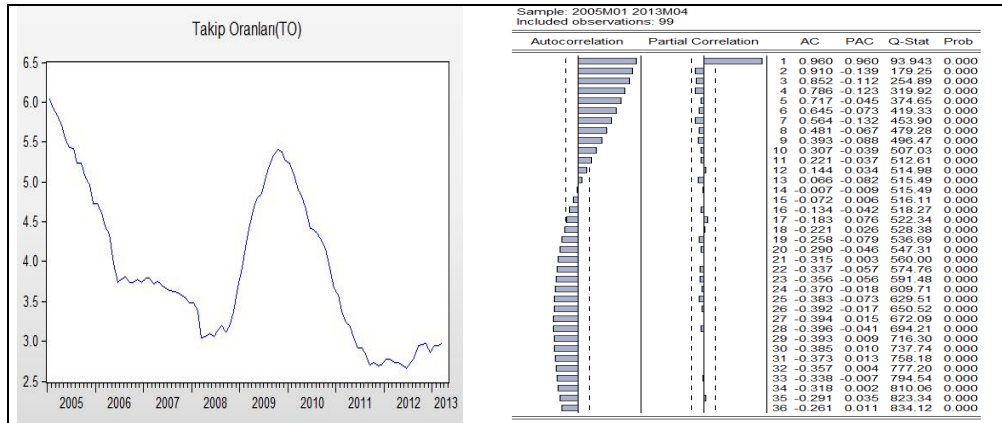
Grafik 3.1 Makroekonomik Değişkenlerin Zaman Serisi Grafikleri

Tüm serilerin grafikleri tek tek analiz edildiğinde serilerin 2008 yılında ABD’de meydana gelen finans krizinin etkilerini taşıdığını görmekteyiz. Burada VAR modelinin tanımlanması aşamasında kırılmayı dikkate alan kukla ve enflasyon serisi hariç serilerin tümünde sıfırdan farklı başlangıç noktasını dikkate alan sabit de katılmıştır.

3.5. Durağanlık Analizleri

Bu bölümde durağanlık analizleri yapılmadan önce, serilerin grafik analizlerinin incelenmesi ve daha sonra elde edilecek bulgular ile Dickey-Fuller(1981) ve durağanlık mertebelerinin belirlenmesi amacıyla Dickey-Fuller(1979) ve Zivot-Andrews(1992) birim kök testi uygulanacaktır.

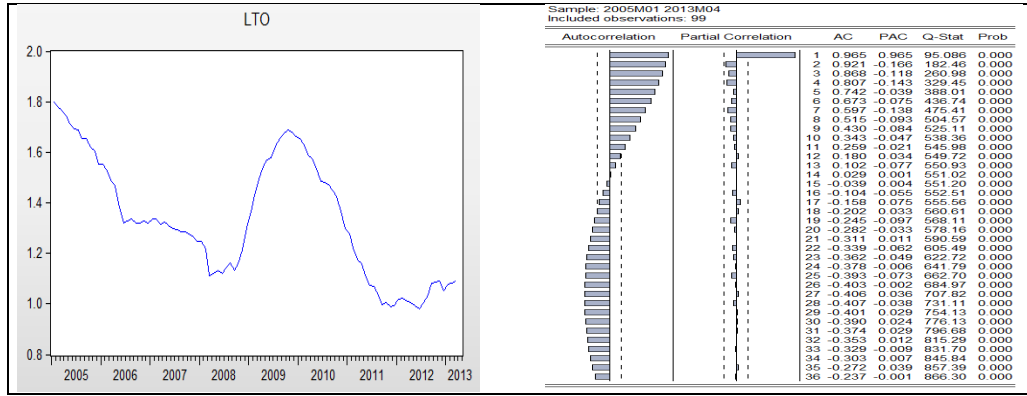
3.5.1. Takip Oranları(TO) Serisinin Analizi



Grafik 3.2 Takip Oranları Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Takip oranları(TO) serisinin grafiğinde serinin ortalamasının ve varyansının zamana bağlı olarak değiştiği görülmektedir. Bu durum serinin ortalama ve varyansa göre durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Korelogram analizi sonucunda da serinin durağan olmadığı ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun varlığını göstermektedir.

Varyansa göre durağan olmayan takip oranları serisi için varyans da durağanlığı sağlamak amacı ile logaritmik dönüşüm uygulanmış ve LTO serisi Grafik 3.3’ de verilmiştir.



Grafik 3.3 Logaritmik Takip Oranları Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Grafik 3.3’de serinin hala varyansda durağan olmadığı görülmektedir. Korelogramı da serinin durağan olmadığını ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Grafik ve korelogram analizi sonrasında durağan olmadığı belirlenen takip oranları serisinde trendin tipini belirlemek amacı ile Dickey-Fuller (1981) testi uygulanmıştır.

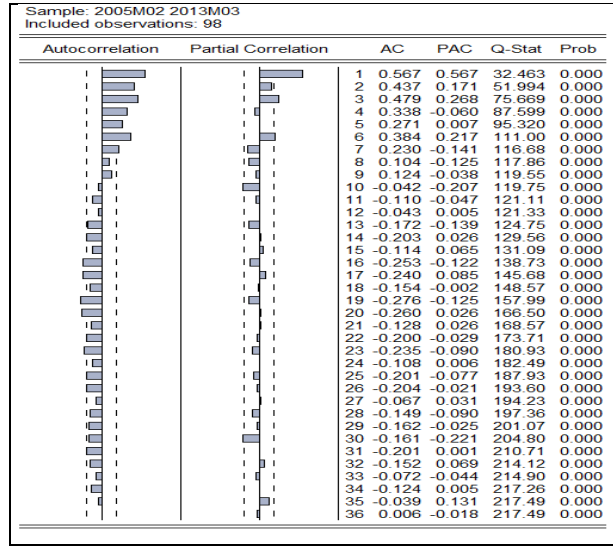
Takip oranları serisi için oluşturulan kısıtsız model,

$$\Delta LTO_t = \alpha + \beta T + \rho LTO_{t-1} + \varepsilon_t$$

olup kısıtsız denklemin tahmin sonuçları Tablo 3.3’ de verilmiştir.

Dependent Variable: DLTO				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/13 Time: 20:50				
Sample (adjusted): 2005M02 2013M03				
Included observations: 98 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.020360	0.028499	0.714402	0.4767
@TREND	2.57E-05	0.000145	0.177150	0.8598
LTO(-1)	-0.021582	0.017429	-1.238323	0.2186
R-squared	0.030202	Mean dependent var		-0.007243
Adjusted R-squared	0.009786	S.D. dependent var		0.032162
S.E. of regression	0.032004	Akaike info criterion		-4.015779
Sum squared resid	0.097304	Schwarz criterion		-3.936647
Log likelihood	199.7732	Hannan-Quinn criter.		-3.983772
F-statistic	1.479293	Durbin-Watson stat		0.865770
Prob(F-statistic)	0.232998			

Tablo 3.3 LTO Serisi için DF Test Denklemi Tahmin Sonucu



Grafik 3.4 LTO Serisi DF Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

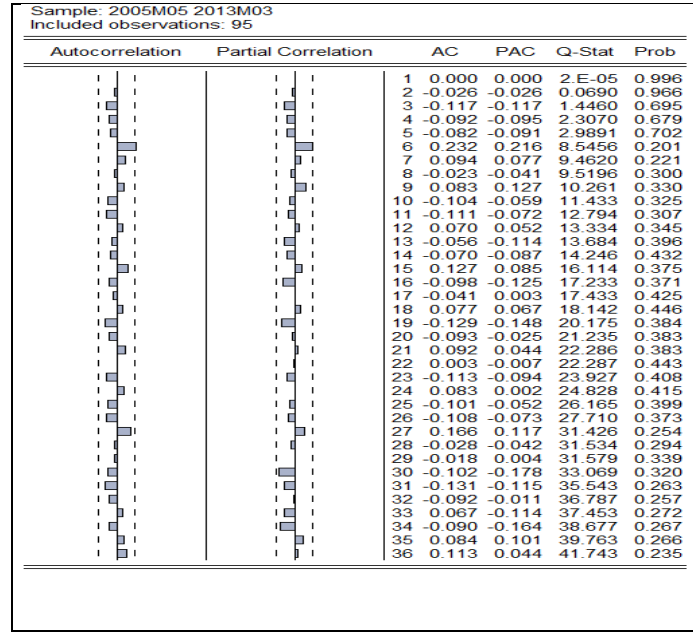
İlk sütunda yer alan otokorelasyon katsayılarına(ρ_k) bakıldığında artıklar arasında tüm gecikmelerde otokorelasyonun varlığı görülmektedir. Q test istatistiği değerlerine bakıldığında da yüksek test istatistiği değerleri görülmektedir. Bunun üzerine ADF(3) denklemi oluşturulmuş ve tahmin edilmiştir.

$$\Delta LTO_t = \alpha + \beta T + \rho LTO_{t-1} + \phi_1 \Delta LTO_{t-1} + \phi_2 \Delta LTO_{t-2} + \phi_3 \Delta LTO_{t-3} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: DLTO				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/13 Time: 22:04				
Sample (adjusted): 2005M05 2013M03				
Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.058244	0.023324	2.497201	0.0144
@TREND	-0.000150	0.000117	-1.280523	0.2037
LTO(-1)	-0.038994	0.014327	-2.721735	0.0078
DLTO(-1)	0.403071	0.098262	4.101977	0.0001
DLTO(-2)	0.058485	0.107202	0.545560	0.5867
DLTO(-3)	0.322357	0.100185	3.217617	0.0018
R-squared	0.440937	Mean dependent var	-0.006899	
Adjusted R-squared	0.409529	S.D. dependent var	0.032611	
S.E. of regression	0.025059	Akaike info criterion	-4.474117	
Sum squared resid	0.055886	Schwarz criterion	-4.312820	
Log likelihood	218.5206	Hannan-Quinn criter.	-4.408941	
F-statistic	14.03901	Durbin-Watson stat	1.994706	
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 3.4 LTO Serisi İçin ADF(3) Denklemi Tahmin Sonucu

ADF testinin güvenilirliği açısından denklem artıklarında otokorelasyonun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla yine denklem artıklarının korelogramı çizilmiş ve Q test istatistiği değerleri hesaplanmıştır.



Grafik 3.5 LTO Serisi ADF(3) Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

İlk sütunda verilen korelograma ve Q test istatistiği değerlerine bakıldığında ADF(3) denkleminin artıklarında otokorelasyon olmadığı görülmektedir. ADF testinin güvenilirliği açısından denklem artıklarında otokorelasyonun yanı sıra değişen varyansın da olmaması gerekmektedir. Bu amaçla White testi yapılmış ve sonuç Tablo 3.5’de verilmiştir.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.829496	Prob. F(5,89)	0.5321	
Obs*R-squared	4.229965	Prob. Chi-Square(5)	0.5168	
Scaled explained SS	7.472284	Prob. Chi-Square(5)	0.1878	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/13 Time: 22:17				
Sample: 2005M05 2013M03				
Included observations: 95				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001374	0.000583	2.357176	0.0206
(@TREND)^2	-5.16E-08	5.13E-08	-1.006346	0.3170
LTO(-1)^2	-0.000347	0.000243	-1.429752	0.1563
DLTO(-1)^2	0.083146	0.069507	1.196225	0.2348
DLTO(-2)^2	-0.031728	0.071654	-0.442798	0.6590
DLTO(-3)^2	-0.038838	0.069351	-0.560019	0.5769
R-squared	0.044526	Mean dependent var	0.000588	
Adjusted R-squared	-0.009152	S.D. dependent var	0.001187	
S.E. of regression	0.001192	Akaike info criterion	-10.56534	
Sum squared resid	0.000126	Schwarz criterion	-10.40404	
Log likelihood	507.8537	Hannan-Quinn criter.	-10.50016	
F-statistic	0.829496	Durbin-Watson stat	1.968674	
Prob(F-statistic)	0.532078			

Tablo 3.5 LTO Serisi için ADF(3) Denklemi Artıklarına Uygulanan White Testi Sonucu

Tablo 3.5’de görülen White test istatistiği değeri 7.47, $\chi^2_{0.05;5} = 9.48$ değerinden küçük olduğu için ADF(3) modelinin artıklarında sabit varyans varsayımının geçerli olduğuna karar verilmiştir.

Bunun üzerinde Tablo 3.5’deki ADF(3) denklemi, kısıtsız test denklemi olarak alınmıştır. Testin hipotezleri,

$$H_0 : \alpha = \beta = \rho = 0 \text{ Stokastik Trend (DSP)}$$

$$H_1 : \alpha \neq \beta \neq 0; \rho < 0 \text{ Deterministik Trend (TSP)}$$

şeklindedir.

DF(1981) testinin uygulanabilmesi için kısıtlı denklem, H_0 hipotezi altında tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 3.6’da verilmiştir.

Dependent Variable: DLTO				
Method: Least Squares				
Date: 06/12/13 Time: 22:28				
Sample (adjusted): 2005M05 2013M03				
Included observations: 95 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLTO(-1)	0.428668	0.100057	4.284249	0.0000
DLTO(-2)	0.047338	0.109570	0.432029	0.6667
DLTO(-3)	0.280292	0.100354	2.793033	0.0064
R-squared	0.391688	Mean dependent var	-0.006899	
Adjusted R-squared	0.378463	S.D. dependent var	0.032611	
S.E. of regression	0.025709	Akaike info criterion	-4.452848	
Sum squared resid	0.060810	Schwarz criterion	-4.372199	
Log likelihood	214.5103	Hannan-Quinn criter.	-4.420260	
Durbin-Watson stat	1.960920			

Tablo 3.6 LTO Serisi için Kısıtlı Denklem Tahmin Sonucu

$$\phi_2 = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/q}{SSR_{UR}/T - k - 1} = \frac{(0.0608 - 0.0558)/3}{0.0558/(95 - 5 - 1)} = 2.55$$

olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan değer, $\phi_2 = 4.88$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez. Yani LTO serisi stokastik trende sahiptir. Bu durumda serinin farkının alınması gerekmektedir. DF(79) testi sonucunda LTO serisinin kaçıncı mertebeden durağan olduğunu Tablo 3.7’de gösterilmektedir.

Null Hypothesis: D(LTO,2) has a unit root Exogenous: None Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-11.66755	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.589531	
5% level	-1.944248	
10% level	-1.614510	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

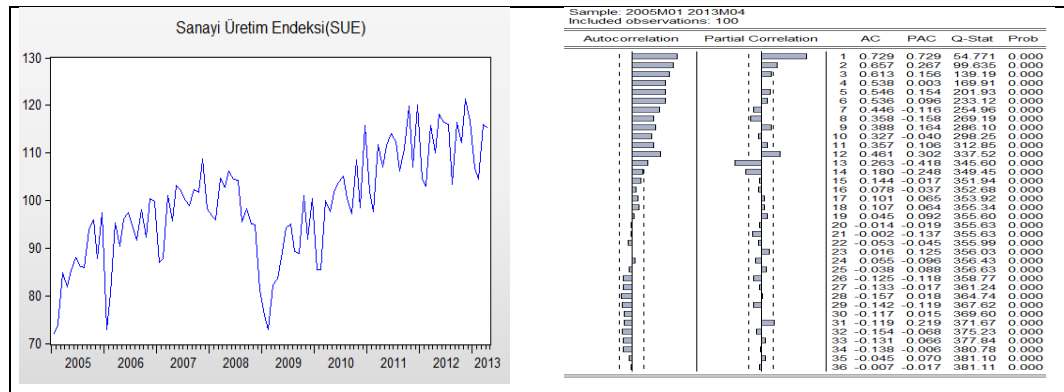
Tablo 3.7 LTO serisi için DF(79) Test İstatistiği Sonuçları

$H_0 : \rho = 0$ Birim kök var. Seri durağan değil.

$H_1 : \rho < 0$ Birim kök yok. Seri durağandır.

Hesaplanan τ değeri, 0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani birim kök yoktur. LTO serisi iki kere farkı alındığında durağanlaşan bir seridir. $\Delta^2 LTO \sim I(0)$

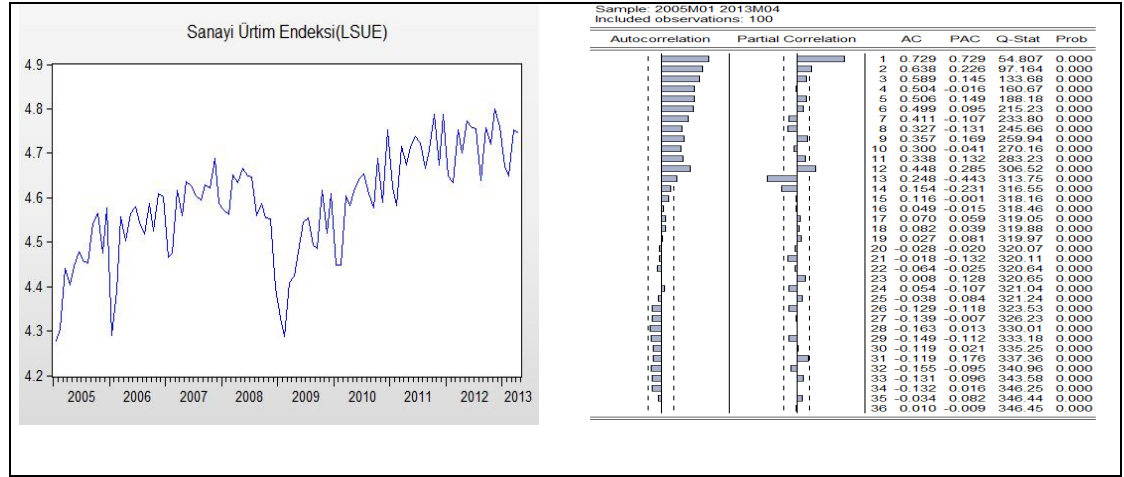
3.5.2. Sanayi Üretim Endeksi(SUE) Serisinin Analizi



Grafik 3.6 Sanayi Üretim Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Sanayi üretim endeksi serisinin grafiğinde serinin ortalamasının ve varyansının zamana bağlı olarak değiştiği görülmektedir. Bu durum serinin ortalama ve varyansa göre durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Korelogramı da serinin durağan olmadığını ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Ayrıca seride 2008 yılının Eylül ayında gözlemlenen bir kırılma söz konusudur. Bu kırılma serinin ortalamasında bir değişikliğe neden olmuştur.

Varyansa göre durağan olmayan sanayi üretim endeksi serisi için varyansda durağanlığı sağlamak amacı ile logaritmik dönüşüm uygulanmış ve LTO serisinin grafiği Grafik 3.7' de verilmiştir.



Grafik 3.7 Logaritmik Sanayi Üretim Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Grafik 3.7'de serinin ortalamada durağan olmadığı görülmektedir. Korelogramı da serinin durağan olmadığını ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Ayrıca LSUE serisinde kırılma söz konusu olduğu için klasik birim kök testlerini uygulayamayız. Çünkü bu testler trendin doğrusal olması durumunda geçerli olan birim kök testleridir. Bu seri için tek kırılma olduğunda ve kırılma döneminin bilinmediği durumlarda kullanılan Zivot-Andrews(1992) birim kök testi uygulanmıştır.

LSUE serisi, Zivot-Andrews(1992) tarafından önerilen, yığılımda sürekli değişime izin veren Model A yapısına uymaktadır. Bu hipotez grubu sıçramanın birim kökte mi yoksa trendin kesim noktasında mı olduğunu araştırır. Seri yığılıma sahip bir rassal yürüyüş süreci olabilir(H_0) ya da kırılmanın olduğu bir trende sahip ve bu trend etrafında durağan olabilir(H_1).

$$H_0 : LSUE_t = \mu + \beta T + \rho LSUE_{t-1} + \theta_1 DU_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta LSUE_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$H_1 : \Delta LSUE_t = \mu + \beta T + \delta LSUE_{t-1} + \theta_1 DU_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta LSUE_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Burada alternatif hipotez $\delta=\rho-1$ olarak tanımlanmıştır.

Öncelikli olarak H_1 hipotezindeki modeli tahmin etmeden önce, yapısal kırılmayı içeren kukla değişkenin(DU) tanımlanması gerekmektedir. Kırılma tarihi olarak 2008 yılının Eylül ayı olarak alınmıştır.

	DU_t
2008:07	0
2008:08	0
2008:09	0
2008:10	1
2008:11	1
2008:12	1

Tablo 3.8 Model A için Kukla Değişkenin Tanımlanması

H_1 hipotezindeki modelin EKK ile tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo 3.9’de gösterilmiştir.

Dependent Variable: DLSUE Method: Least Squares Date: 09/09/13 Time: 11:21 Sample (adjusted): 2005M02 2013M04 Included observations: 99 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	3.147245	0.420200	7.489867	0.0000
@TREND	0.004164	0.000730	5.705418	0.0000
LSUE(-1)	-0.712372	0.095351	-7.471051	0.0000
DU	-0.151339	0.033089	-4.573681	0.0000
R-squared	0.370794	Mean dependent var		0.004724
Adjusted R-squared	0.350924	S.D. dependent var		0.081204
S.E. of regression	0.065422	Akaike info criterion		-2.576337
Sum squared resid	0.406609	Schwarz criterion		-2.471484
Log likelihood	131.5287	Hannan-Quinn criter.		-2.533914
F-statistic	18.66132	Durbin-Watson stat		2.096192
Prob(F-statistic)	0.000000			

Tablo 3.9 Model A için Tanımlanan Alternatif Hipotezinin Tahmin Sonucu

Daha sonra bu denklemin artıklarına otokorelasyon, değişen varyans ve normallik incelemesi yapılır.

Burada Tablo 3.9’de gösterilen modelin artıklarına LM(1), LM(6) ve LM(12) testleri yapılmıştır.

H_0 : Otokorelasyon yoktur.
 H_1 : Otokorelasyon vardır.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.637492	Prob. F(1,94)	0.2038
Obs*R-squared	1.695065	Prob. Chi-Square(1)	0.1929

LM(1)=1.69 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;1} = 3.84$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani birinci mertebeden otokorelasyon yoktur.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	1.846785	Prob. F(6,89)	0.0990
Obs*R-squared	10.96105	Prob. Chi-Square(6)	0.0896

LM(6)=10.96 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;6} = 12.59$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani altıncı mertebeden otokorelasyon yoktur.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	5.376111	Prob. F(12,83)	0.0720
Obs*R-squared	18.29656	Prob. Chi-Square(12)	0.0610

LM(12)=18.29 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;12} = 21.03$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani on ikinci mertebeden otokorelasyon yoktur.

Tablo 3.9’deki modelin artıklarında otokorelasyon sorunu olmadığı LM test istatistiği yardımıyla belirlenmiştir. Bundan sonra modelin artıklarında sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı çarpım terimsiz White testi ile incelenmiştir. Aşağıda White test istatistiği sonuçları görülmektedir.

Heteroskedasticity Test: White

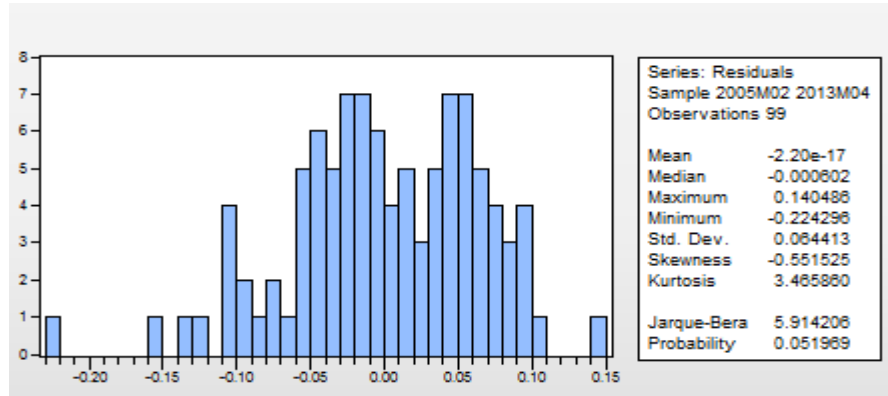
F-statistic	0.968070	Prob. F(3,95)	0.4112
Obs*R-squared	2.936715	Prob. Chi-Square(3)	0.4015
Scaled explained SS	3.334088	Prob. Chi-Square(3)	0.3429

H_0 : Sabit varyans varsayımı geçerlidir.

H_1 : Sabit varyans varsayımı geçerli değildir.

Burada White test istatistiği sonucu 2.93 , $\chi^2_{0.05;3} = 7.82$ tablo kritik değerinden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani sabit varyans varsayımı geçerlidir.

Son olarak normallik varsayımı Jarque-Bera testi ile incelenmiştir. Test sonucu ve eğiklik ve basıklık değerleri aşağıdaki grafikte verilmiştir.



H_0 : Hata terimleri normal dağılıma sahiptir.

H_1 : Hata terimleri normal dağılıma sahip değildir.

JB test istatistiği değeri 5.91, $\chi^2_{0.05;2} = 5.99$ tablo kritik değerinden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani Tablo 3.9'de gösterilen modelin artıkları normal dağılıma sahiptir.

$H_0: \delta=0$ istatistiksel olarak anlamsız

$H_1: \delta \neq 0$ istatistiksel olarak anlamlı

Burada alternatif hipotez $\delta=\rho-1$ olarak tanımlanmıştır.

$$t = \frac{\rho - 1}{Sh_\rho} = \frac{-0.712372 - 1}{0.095351} = -17.95$$

t değeri Zivot-Andrews(1992) tablo kritik değeri ile karşılaştırılır. Zivot-Andrews kritik değerlerine bakarken, kırılmanın yüzde kaçlık dilimde meydana geldiğini gösteren $\lambda = TB/T$ oranına bakılır. Burada $\lambda = 45/100 = 0.45 \cong 0.50$ olarak alınır ve %0.05 anlam düzeyinde tablo kritik değeri -4.80'dir. Karar aşamasında, test istatistiği değeri, tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani LSUE serisi kırıklı trend doğrusu etrafında durağan bir seridir. Model A'ya dayanan Zivot-Andrews birim kök testi sonucu 2008 yılının Eylül ayında kırılmanın varlığını işaret etmektedir. Gerçekten 2008 yılının Mayıs ayında Amerika Birleşik Devletleri'nde başlayan mortgage kredisi krizi, Türkiye ekonomisine yansımaları Eylül ayında yansımıştır. Bu sonuca göre 2008 finans krizinin Sanayi Üretim Endeksi serisinde kalıcı etkisi olmamıştır.

$$\Delta LSUE_t = \mu + \beta T + \delta LSUE_{t-1} + \theta_1 DU_t + \varepsilon_{2t} \rightarrow \hat{\varepsilon} \rightarrow RSUE$$

Yukarıdaki denklemde RSUE, trendden arındırılmış durağan seri özelliğine sahiptir.

Null Hypothesis: RSUE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 11 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.041527	0.0003
Test critical values: 1% level	-2.591813	
5% level	-1.944574	
10% level	-1.614315	

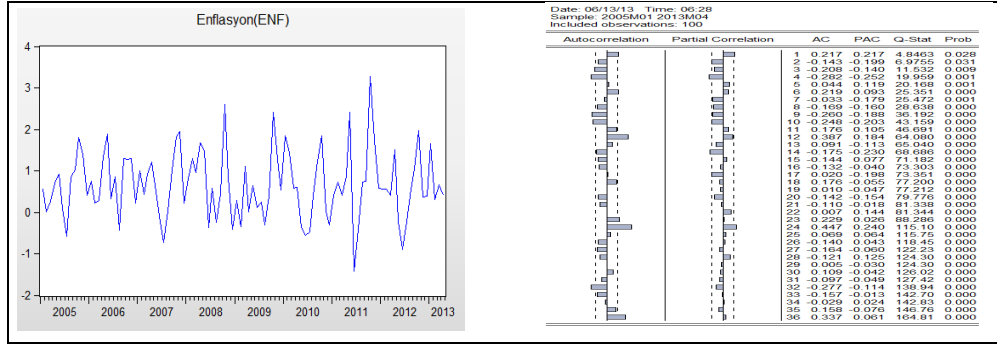
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

$H_0 : \rho = 0$ Birim kök var. Seri durağan değil.

$H_1 : \rho < 0$ Birim kök yok. Seri durağandır.

Hesaplanan τ değeri, 0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani birim kök yoktur. RSUE serisi durağan bir seridir. $RSUE \sim I(0)$

3.5.3. Enflasyon(ENF) Serisinin Analizi



Grafik 3.8 Enflasyon Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Enflasyon serisinin grafiğinde serisinin hem ortalamaya hem de varyansa göre durağan olduğunu söyleyebiliriz.

Null Hypothesis: ENF has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-5.499118	0.0000
Test critical values:		
1% level	-2.588530	
5% level	-1.944105	
10% level	-1.614596	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

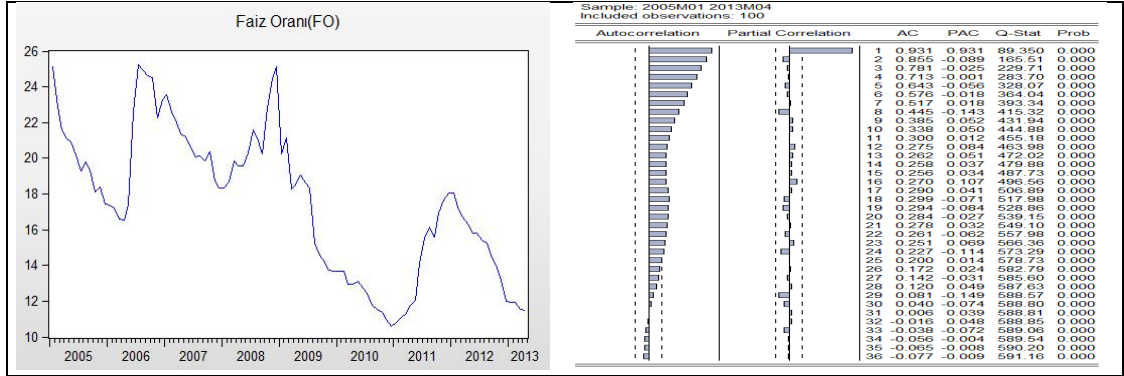
Tablo 3.10 Enflasyon Serisinin DF(79) Test İstatistiği Sonucu

$H_0 : \rho = 0$ Birim kök var. Seri durağan değil.

$H_1 : \rho < 0$ Birim kök yok. Seri durağandır.

Hesaplanan τ değeri, 0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani birim kök yoktur. ENF serisi durağan bir seridir. $ENF \sim I(0)$

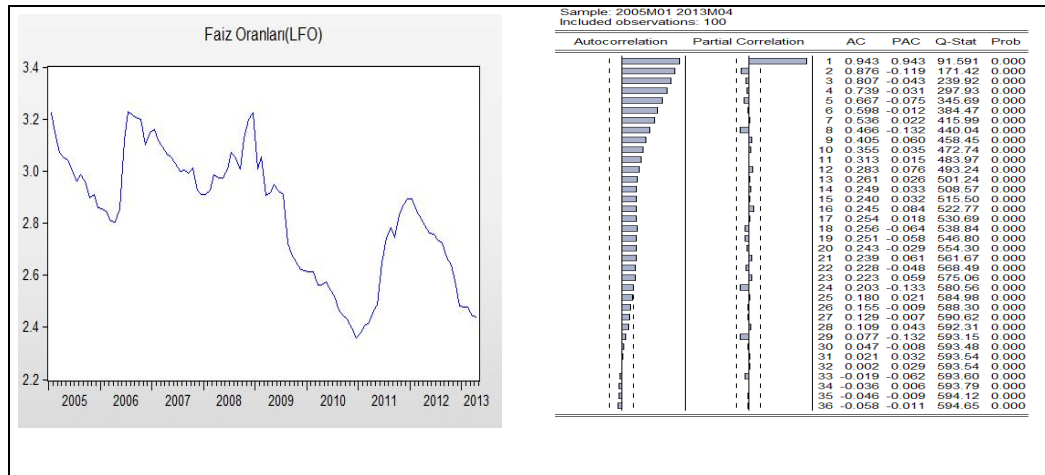
3.5.4. Faiz Oranı(FO) Serisinin Analizi



Grafik 3.9 Faiz Oranı Serisinin Grafiği ve Korelogramı

FO serisinin grafiğinde serinin ortalamasının ve varyansının zamana bağlı olarak değiştiği görülmektedir. Bu durum serinin ortalama ve varyansa göre durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Korelogram analizi sonucunda, otokorelasyon katsayılarının sıfır eksenini uzun gecikmelerde kestiği, yani seride güçlü bir trend etkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Varyansa göre durağan olmayan faiz oranları serisi için varyansda durağanlığı sağlamak amacı ile logaritmik dönüşüm uygulanmış ve LFO serisinin grafiği Grafik 3.10' de verilmiştir.



Grafik 3.10 Logaritmik Faiz Oranları Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Grafik 3.10'de serinin hala varyansda durağan olmadığı görülmektedir. Korelogramı da serinin durağan olmadığını ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Grafik ve korelogram analizi sonrasında durağan olmadığı belirlenen faiz oranları serisinde trendin tipini belirlemek amacı ile Dickey-Fuller (1981) testi uygulanmıştır.

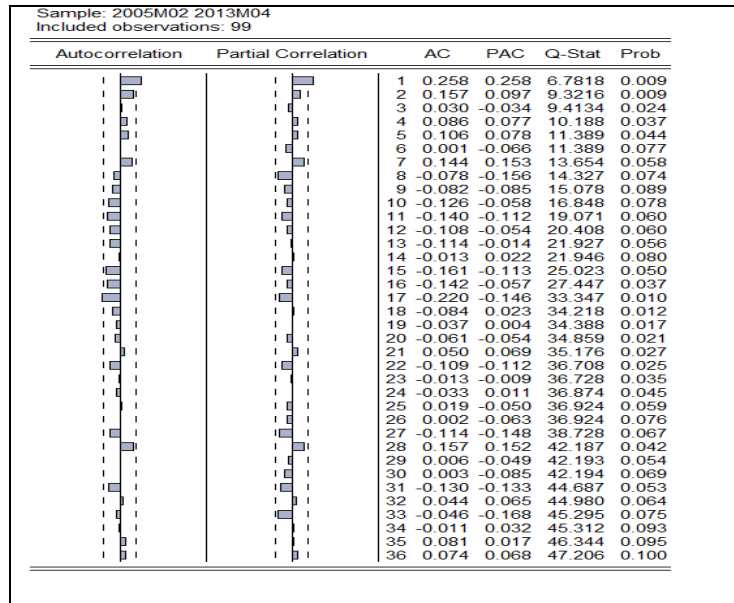
Faiz oraları serisi için oluşturulan kısıtsız model,

$$\Delta LFO_t = \alpha + \beta T + \rho LFO_{t-1} + \varepsilon_t$$

olup kısıtsız denklemin tahmin sonuçları Tablo 3.11' de verilmiştir.

Dependent Variable: DLFO Method: Least Squares Date: 06/13/13 Time: 06:51 Sample (adjusted): 2005M02 2013M04 Included observations: 99 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.181603	0.110323	1.646093	0.1030
@TREND	-0.000357	0.000293	-1.218772	0.2259
LFO(-1)	-0.060447	0.035017	-1.726217	0.0875
R-squared	0.030109	Mean dependent var	-0.007901	
Adjusted R-squared	0.009903	S.D. dependent var	0.059923	
S.E. of regression	0.059626	Akaike info criterion	-2.771624	
Sum squared resid	0.341302	Schwarz criterion	-2.692984	
Log likelihood	140.1954	Hannan-Quinn criter.	-2.739806	
F-statistic	1.490105	Durbin-Watson stat	1.473243	
Prob(F-statistic)	0.230514			

Tablo 3.11 LFO Serisi için DF Test Denklemini Tahmin Sonucu



Grafik 3.11 LFO Serisi için DF Denklemini Artıklarının Korelogramı ve Q-İstatistiği Değerleri

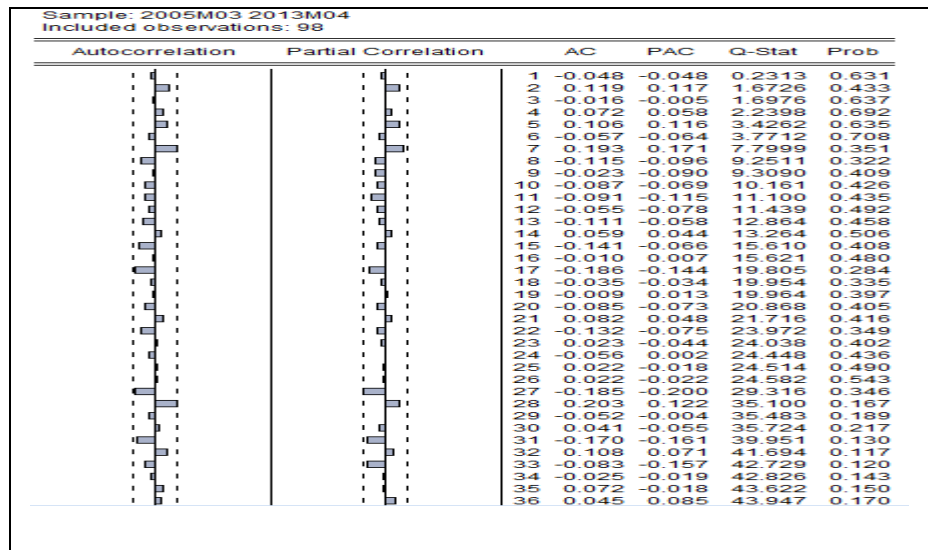
İlk sütunda yer alan otokorelasyon katsayılarına bakıldığında artıklar arasında tüm gecikmelerde otokorelasyonun varlığı görülmektedir. Q istatistiği değerlerine bakıldığında da yüksek test istatistiği değerleri görülmektedir. Bunun üzerine ADF(1) denklemi oluşturulmuş ve tahmin edilmiştir.

$$\Delta LFO_t = \alpha + \beta T + \rho LFO_{t-1} + \Delta LFO_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: DLFO				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/13 Time: 06:58				
Sample (adjusted): 2005M03 2013M04				
Included observations: 98 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.231682	0.108472	2.135857	0.0353
@TREND	-0.000478	0.000286	-1.670105	0.0982
LFO(-1)	-0.074969	0.034431	-2.177405	0.0320
DLFO(-1)	0.272328	0.098664	2.760151	0.0069
R-squared	0.101561	Mean dependent var	-0.007214	
Adjusted R-squared	0.072887	S.D. dependent var	0.059838	
S.E. of regression	0.057616	Akaike info criterion	-2.830060	
Sum squared resid	0.312047	Schwarz criterion	-2.724551	
Log likelihood	142.6730	Hannan-Quinn criter.	-2.787384	
F-statistic	3.541952	Durbin-Watson stat	2.087787	
Prob(F-statistic)	0.017574			

Tablo 3.12 LFO Serisi için ADF(1) Denklemi Tahmin Sonucu

ADF testinin güvenilirliği açısından denklem artıklarında otokorelasyonun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla yine denklem artıklarının korelogramı çizilmiş ve Q test istatistiği değerleri hesaplanmıştır.



Grafik 3.12 LFO Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

İlk sütunda verilen korelograma ve Q istatistiği değerlerine bakıldığında ADF(1) denkleminin artıklarında otokorelasyon olmadığı görülmektedir. ADF testinin güvenilirliği açısından denklem artıklarında otokorelasyonun yanı sıra değişen varyansın da olmaması gerekmektedir. Bu amaçla White testi yapılmış ve sonuç Tablo 3.13’de verilmiştir.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	0.577887	Prob. F(3,94)	0.6310	
Obs*R-squared	1.774703	Prob. Chi-Square(3)	0.6205	
Scaled explained SS	5.162853	Prob. Chi-Square(3)	0.1603	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/13 Time: 07:05				
Sample: 2005M03 2013M04				
Included observations: 98				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	-0.001088	0.007855	-0.138466	0.8902
(@TREND)^2	-1.18E-07	3.82E-07	-0.310275	0.7570
LFO(-1)^2	0.000565	0.000853	0.662469	0.5093
DLFO(-1)^2	0.024782	0.087256	0.284015	0.7770
R-squared	0.018109	Mean dependent var	0.003184	
Adjusted R-squared	-0.013228	S.D. dependent var	0.008049	
S.E. of regression	0.008102	Akaike info criterion	-6.753557	
Sum squared resid	0.006170	Schwarz criterion	-6.648048	
Log likelihood	334.9243	Hannan-Quinn criter.	-6.710881	
F-statistic	0.577887	Durbin-Watson stat	1.957260	
Prob(F-statistic)	0.630958			

Tablo 3.13 LFO Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarına Uygulanan White Testi Sonucu

Tablo 3.13’de görülen White test istatistiği değeri 5.16 $\chi^2_{0.05;3} = 7.815$ değerinden küçük olduğu için ADF(1) modelinin artıklarında sabit varyans varsayımının geçerli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Bunun üzerinde Tablo 3.12’deki ADF(1) denklemi, kısıtsız test denklemi olarak alınmıştır. Testin hipotezleri,

$$H_0 : \alpha = \beta = \rho = 0 \text{ Stokastik Trend (DSP)}$$

$$H_1 : \alpha \neq \beta \neq 0; \rho < 0 \text{ Deterministik Trend (TSP)}$$

şeklinde dir.

DF(1981) testinin uygulanabilmesi için kısıtlı denklem, H_0 hipotezi altında tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 3.14’de verilmiştir.

Dependent Variable: DLFO Method: Least Squares Date: 06/13/13 Time: 07:12 Sample (adjusted): 2005M03 2013M04 Included observations: 98 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLFO(-1)	0.246292	0.097578	2.524062	0.0132
R-squared	0.047852	Mean dependent var	-0.007214	
Adjusted R-squared	0.047852	S.D. dependent var	0.059838	
S.E. of regression	0.058389	Akaike info criterion	-2.833224	
Sum squared resid	0.330701	Schwarz criterion	-2.806847	
Log likelihood	139.8280	Hannan-Quinn criter.	-2.822555	
Durbin-Watson stat	2.060432			

Tablo 3.14 LFO Serisi için Kısıtlı Denklem Tahmin Sonucu

$$\phi_2 = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/q}{SSR_{UR}/T - k - 1} = \frac{(0.3307 - 0.3120)/3}{0.3120/(98 - 3 - 1)} = 1.87$$

olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan değer, $\phi_2 = 4.88$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez. Yani LFO serisi stokastik trende sahiptir. Bu durumda serinin farkının alınması gerekmektedir. DF(79) testi sonucunda LFO serisinin kaçıncı mertebeden durağan olduğunu Tablo 3.15’de gösterilmektedir.

Null Hypothesis: D(LFO) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.767596	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.498439	
5% level	-2.891234	
10% level	-2.582678	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

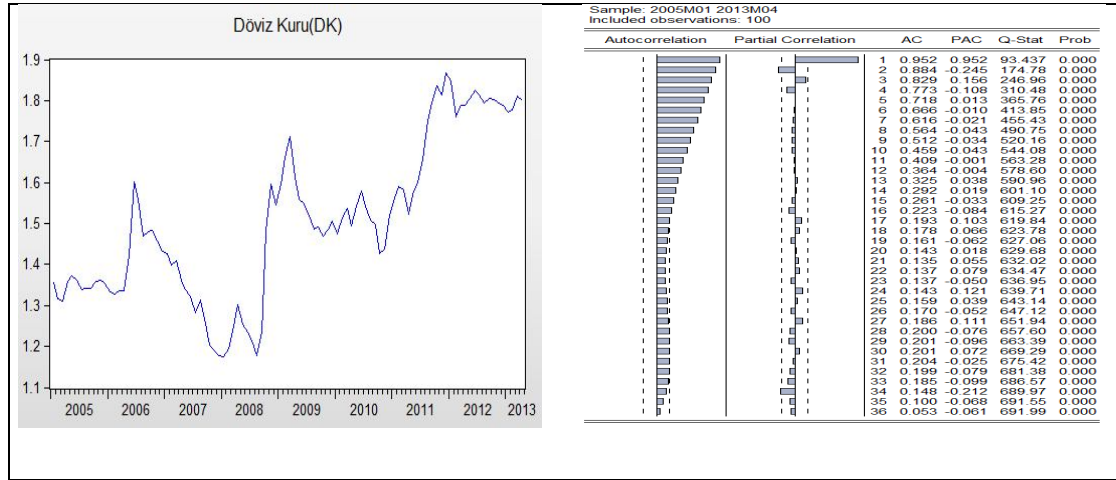
Tablo 3.15 LFO Serisi için DF(79) Test İstatistiği Sonuçları

$H_0 : \rho = 0$ Birim kök var. Seri durağan değil.

$H_1 : \rho < 0$ Birim kök yok. Seri durağandır.

Hesaplanan τ değeri, 0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani birim kök yoktur. LFO serisi bir kere farkı alındığında durağanlaşan bir seridir. $\Delta LFO \sim I(0)$

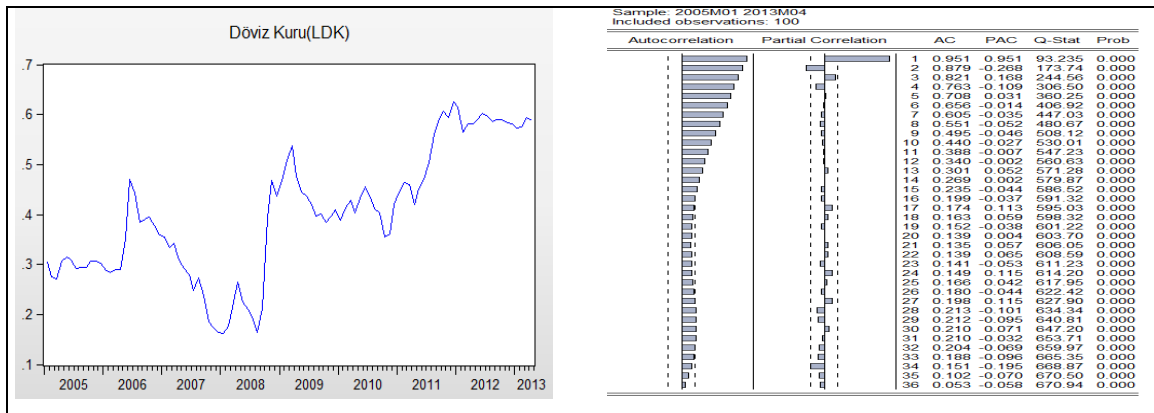
3.5.5. Döviz Kuru(DK) Serisinin Analizi



Grafik 3.13 Döviz Kuru Serisinin Grafiği ve Korelogramı

DK serisinin grafiğinde serinin ortalamasının ve varyansının zamana bağlı olarak değiştiği görülmektedir. Bu da serinin ortalama ve varyansa göre durağan olmadığını ortaya koymaktadır. Korelogramda, otokorelasyon katsayılarının sıfır eksenini uzun gecikmelerde kestiği, yani seride güçlü bir trend etkisi olduğu anlaşılmaktadır.

Varyansa göre durağan olmayan döviz kuru serisi için varyansda durağanlığı sağlamak amacı ile logaritmik dönüşüm uygulanmış ve LDK serisinin grafiği Grafik 3.14' de verilmiştir.



Grafik 3.14 Logaritmik Döviz Kuru Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Grafik 3.14’de serinin hala varyansda durağan olmadığı görülmektedir. Korelogramı da serinin durağan olmadığını ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun varlığını göstermektedir. Grafik ve korelogram analizi sonrasında durağan olmadığı belirlenen döviz kuru serisinde trendin tipini belirlemek amacı ile Dickey-Fuller (1981) ϕ_i testi uygulanmıştır.

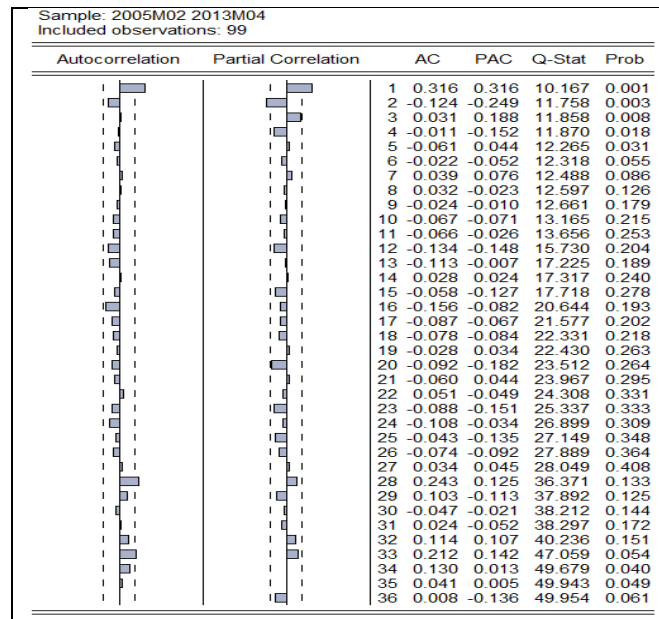
Döviz kuru serisi için oluşturulan kısıtsız model,

$$\Delta LDK_t = \alpha + \beta T + \rho LDK_{t-1} + \varepsilon_t$$

olup kısıtsız denklemin tahmin sonuçları Tablo 3.16’ de verilmiştir.

Dependent Variable: DLDK Method: Least Squares Date: 06/13/13 Time: 07:37 Sample (adjusted): 2005M02 2013M04 Included observations: 99 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.020378	0.011617	1.754183	0.0826
@TREND	0.000364	0.000184	1.973314	0.0513
LDK(-1)	-0.089785	0.041258	-2.176188	0.0320
R-squared	0.049214	Mean dependent var		0.002855
Adjusted R-squared	0.029405	S.D. dependent var		0.034385
S.E. of regression	0.033876	Akaike info criterion		-3.902403
Sum squared resid	0.110166	Schwarz criterion		-3.823763
Log likelihood	196.1690	Hannan-Quinn criter.		-3.870585
F-statistic	2.484521	Durbin-Watson stat		1.362983
Prob(F-statistic)	0.088712			

Tablo 3.16 LDK Serisi için DF Test Denklemi Tahmin Sonucu



Grafik 3.15 LDK Serisi için DF Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

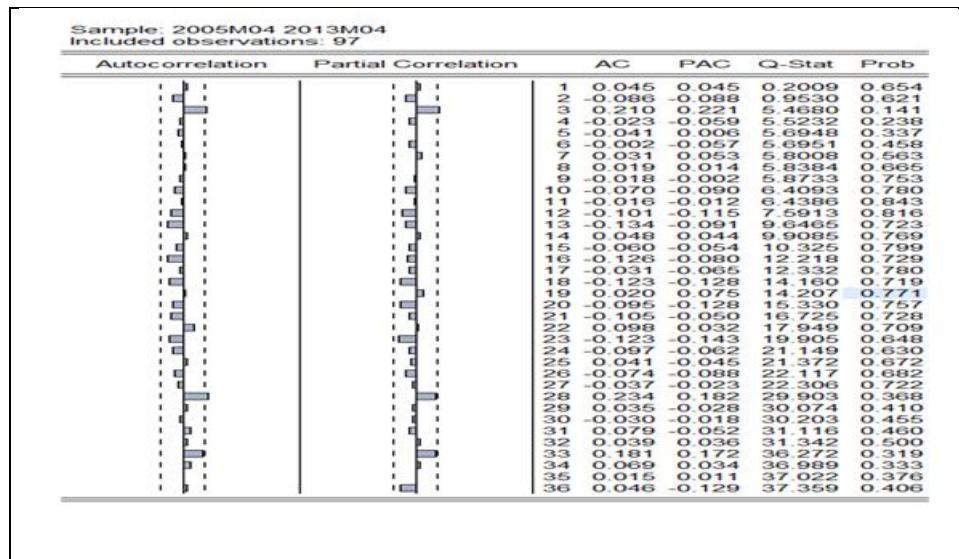
İlk sütunda yer alan otokorelasyon katsayılarına bakıldığında artıklar arasında 1,2,3,4 ve 5. gecikmelerde otokorelasyonun varlığı görülmektedir. Q istatistiği değerlerine bakıldığında da yüksek test istatistiği değerleri görülmektedir. Bunun üzerine ADF(1) denklemi oluşturulmuş ve tahmin edilmiştir.

$$\Delta LDK_t = \alpha + \beta T + \rho LDK_{t-1} + \Delta LDK_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: DLDK Method: Least Squares Date: 06/13/13 Time: 07:45 Sample (adjusted): 2005M03 2013M04 Included observations: 98 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.027198	0.011156	2.437879	0.0167
@TREND	0.000415	0.000179	2.323352	0.0223
LDK(-1)	-0.115334	0.040022	-2.881806	0.0049
DLDK(-1)	0.341630	0.096294	3.547788	0.0006
R-squared	0.157933	Mean dependent var		0.003190
Adjusted R-squared	0.131058	S.D. dependent var		0.034399
S.E. of regression	0.032066	Akaike info criterion		-4.002096
Sum squared resid	0.096652	Schwarz criterion		-3.896587
Log likelihood	200.1027	Hannan-Quinn criter.		-3.959420
F-statistic	5.876689	Durbin-Watson stat		1.847317
Prob(F-statistic)	0.001011			

Tablo 3.17 LDK Serisi İçin ADF(1) Denklemi Tahmin Sonucu

ADF testinin geçerli olabilmesi için denklem artıklarında otokorelasyonun olmaması gerekmektedir. Bu amaçla yine denklem artıklarının korelogramı çizilmiş ve Q test istatistiği değerleri hesaplanmıştır.



Grafik 3.16 LDK Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarının Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

İlk sütunda verilen korelograma ve Q istatistiği değerlerine bakıldığında ADF(1) denkleminin artıklarında otokorelasyon olmadığı görülmektedir. ADF testinin güvenilirliği açısından denklem artıklarında otokorelasyonun yanı sıra değişen varyansın da olmaması gerekmektedir. Bu amaçla White testi yapılmış ve sonuç Tablo 3.18’de verilmiştir.

Heteroskedasticity Test: White				
F-statistic	1.194867	Prob. F(3,94)	0.3161	
Obs*R-squared	3.599861	Prob. Chi-Square(3)	0.3080	
Scaled explained SS	10.02293	Prob. Chi-Square(3)	0.0184	
Test Equation:				
Dependent Variable: RESID^2				
Method: Least Squares				
Date: 06/13/13 Time: 07:51				
Sample: 2005M03 2013M04				
Included observations: 98				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001659	0.000505	3.284039	0.0014
(@TREND)^2	4.75E-08	1.63E-07	0.290818	0.7718
LDK(-1)^2	-0.005125	0.004585	-1.117672	0.2666
DLDK(-1)^2	0.056474	0.068949	0.819062	0.4148
R-squared	0.036733	Mean dependent var	0.000986	
Adjusted R-squared	0.005991	S.D. dependent var	0.002439	
S.E. of regression	0.002432	Akaike info criterion	-9.160654	
Sum squared resid	0.000556	Schwarz criterion	-9.055145	
Log likelihood	452.8721	Hannan-Quinn criter.	-9.117978	
F-statistic	1.194867	Durbin-Watson stat	2.063515	
Prob(F-statistic)	0.316057			

Tablo 3.18 LDK Serisi için ADF(1) Denklemi Artıklarına Uygulanan White Testi Sonucu

Tablo 3.18’de görülen White test istatistiği değeri 10.02 $\chi^2_{0.05;3} = 7.815$ değerinden büyük olduğu için ADF(1) modelinin artıklarında sabit varyans varsayımı geçerli olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum serinin veri yaratma sürecinden kaynaklanmış olabilir.

Bunun üzerinde Tablo 3.17’deki ADF(1) denklemi, kısıtsız test denklemi olarak alınmıştır. Testin hipotezleri,

$$H_0 : \alpha = \beta = \rho = 0 \text{ Stokastik Trend (DSP)}$$

$$H_1 : \alpha \neq \beta \neq 0; \rho < 0 \text{ Deterministik Trend (TSP)}$$

şeklinde dir.

DF(1981) testinin uygulanabilmesi için kısıtlı denklem, H_0 hipotezi altında tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 3.19’de verilmiştir.

Dependent Variable: DLDK Method: Least Squares Date: 06/13/13 Time: 07:59 Sample (adjusted): 2005M03 2013M04 Included observations: 98 after adjustments				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DLDK(-1)	0.293095	0.096682	3.031540	0.0031
R-squared	0.078607	Mean dependent var		0.003190
Adjusted R-squared	0.078607	S.D. dependent var		0.034399
S.E. of regression	0.033019	Akaike info criterion		-3.973293
Sum squared resid	0.105757	Schwarz criterion		-3.946916
Log likelihood	195.6914	Hannan-Quinn criter.		-3.962624
Durbin-Watson stat	1.838295			

Tablo 3.19 LDK Serisi için Kısıtlı Denklem Tahmin Sonucu

$$\phi_2 = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/q}{SSR_{UR}/T - k - 1} = \frac{(0.1057 - 0.0966)/3}{0.0966/(98 - 3 - 1)} = 2.95$$

olarak hesaplanmıştır. Hesaplanan değer, $\phi_2 = 4.88$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez. Yani LDK serisi stokastik trende sahiptir. Bu durumda serinin farkının alınması gerekmektedir. DF(79) testi sonucunda LDK serisinin kaçınıcı mertebeden durağan olduğunu Tablo 3.20’de gösterilmektedir.

Null Hypothesis: D(LDK) has a unit root Exogenous: Constant Lag Length: 1 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-7.667055	0.0000
Test critical values: 1% level	-3.499167	
5% level	-2.891550	
10% level	-2.582846	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

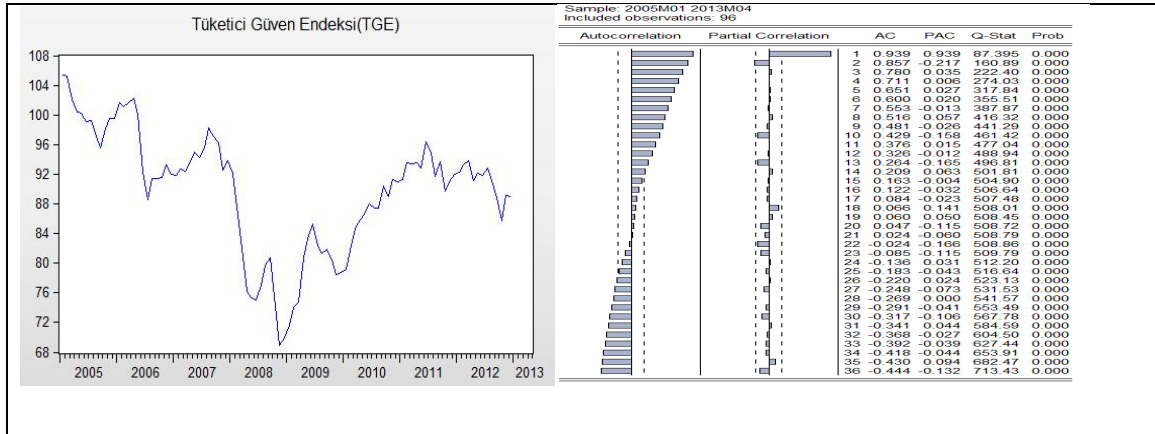
Tablo 3.20 LDK Serisi için DF(79) Test İstatistiği Sonuçları

$H_0 : \rho = 0$ Birim kök var. Seri durağan değil.

$H_1 : \rho < 0$ Birim kök yok. Seri durağandır.

Hesaplanan τ değeri, 0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani birim kök yoktur. LDK serisi bir kere farkı alındığında durağanlaşan bir seridir. $\Delta LDK \sim I(0)$

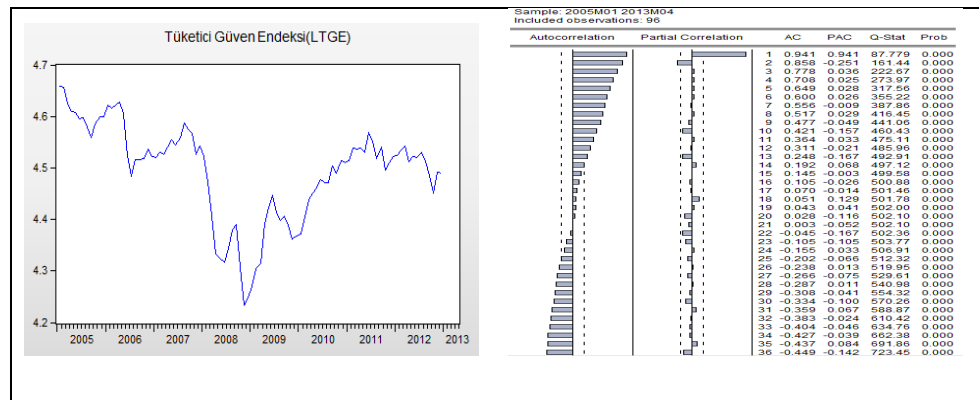
3.5.6. Tüketici Güven Endeksi(TGE) Serisinin Analizi



Grafik 3.17 Tüketici Güven Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Tüketici güven endeksi serisinin grafiğinde serinin ortalamasının ve varyansının zamana bağlı olarak değiştiği görülmektedir. Korelogram analizi sonucunda da serinin durağan olmadığını ve seri gözlemleri arasında otokorelasyonun olduğu gözlenmektedir. Ayrıca TGE serisinde 2008 yılının Eylül ayında gözlemlenen bir kırılma söz konusudur. Bu kırılma serinin eğiminde bir değişikliğe neden olmuştur.

Varyansa göre durağan olmayan tüketici güven endeksi serisi için varyansda durağanlığı sağlamak amacı ile logaritmik dönüşüm uygulanmış ve LTGE serisinin grafiği Grafik 3.18' de verilmiştir.



Grafik 3.18 Logaritmik Tüketici Güven Endeksi Serisinin Grafiği ve Korelogramı

Grafik 3.18’de LTGE serisini analiz ettiğimizde, seride 2008 yılının Eylül ayında bir kırılma olduğu ve bu kırılmadan sonra serinin zaman içerisinde pozitif yönlü olarak devam ettiği görülmektedir. Dolayısıyla bu seride bir eğim değişmesinden kaynaklanan yapısal kırılma olduğu sonucuna ulaşılabilir. Bu seri için tek kırılma olduğunda ve kırılma döneminin bilinmediği durumlarda kullanılan Zivot-Andrews(1992) testi uygulanmıştır.

LTGE serisi, Zivot-Andrews(1992) tarafından önerilen, eğimde sürekli değişime izin veren Model B yapısına uymaktadır. Bu hipotez grubu sıçramanın birim kökte mi yoksa trendin eğim noktasında mı olduğunu araştırır.

$$H_0 : LTGE_t = \mu + \beta T + \rho LTGE_{t-1} + \theta_1 DT_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta LTGE_{t-i} + \varepsilon_{1t}$$

$$H_1 : \Delta LTGE_t = \mu + \beta T + \delta LTGE_{t-1} + \theta_1 DT_t + \sum_{i=1}^k \delta_i \Delta LTGE_{t-i} + \varepsilon_{2t}$$

Burada alternatif hipotez $\delta=\rho-1$ olarak tanımlanmıştır.

Öncelikli olarak H_1 hipotezindeki modeli tahmin etmeden önce, yapısal kırılmayı içeren kukla değişkenin(DT) tanımlanması gerekmektedir.

	DT
2008:07	0
2008:08	0
2008:09	0
2008:10	1
2008:11	2
2008:12	3

Tablo 3.21 Model B için Kukla Değişkeninin Tanımlanması

H_1 hipotezindeki modelin EKK ile tahmin sonuçları aşağıdaki Tablo 3.22’de gösterilmiştir.

Dependent Variable: DLTGE
Method: Least Squares
Date: 09/09/13 Time: 13:49
Sample (adjusted): 2005M02 2012M12
Included observations: 95 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.604830	0.232714	2.599021	0.0109
@TREND	-0.000768	0.000427	-1.299232	0.0353
LTGE(-1)	-0.130825	0.049677	-2.633510	0.0099
DT	0.001299	0.000658	1.573260	0.0415
R-squared	0.081516	Mean dependent var		-0.001780
Adjusted R-squared	0.051237	S.D. dependent var		0.027807
S.E. of regression	0.027086	Akaike info criterion		-4.338432
Sum squared resid	0.066761	Schwarz criterion		-4.230901
Log likelihood	210.0755	Hannan-Quinn criter.		-4.294981
F-statistic	2.692119	Durbin-Watson stat		1.353418
Prob(F-statistic)	0.050787			

Tablo 3.22 Model B için Tanımlanan Alternatif Hipotezinin Tahmin Sonucu

Daha sonra bu denklemin artıklarına otokorelasyon, değişen varyans ve normallik incelemesi yapılır.

Burada Tablo 3.22’de gösterilen modelin artıklarına LM(1) testi yapılmıştır.

H₀: Otokorelasyon yoktur.

H₁: Otokorelasyon vardır.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	6.897954	Prob. F(2,89)	0.0016
Obs*R-squared	12.74965	Prob. Chi-Square(2)	0.0017

LM(1)=12.74 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;1} = 3.84$ tablo kritik değerinden daha büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilir. Yani birinci mertebeden otokorelasyon vardır. Bu nedenle otokorelasyonu ortadan kaldırmak için modelin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri eklenir ve model tekrar EKK yöntemi ile tahmin edilir.

$$\Delta LTGE_t = \mu + \beta T + \delta LTGE_{t-1} + \theta_1 DT_t + \delta_1 \Delta LTGE_{t-1} + \varepsilon_t$$

Dependent Variable: DLTGE
Method: Least Squares
Date: 09/09/13 Time: 14:01
Sample (adjusted): 2005M03 2012M12
Included observations: 94 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.787243	0.224720	3.503215	0.0007
@TREND	-0.001074	0.000417	-2.576608	0.0116
LTGE(-1)	-0.169255	0.047920	-3.532028	0.0007
DT	0.001698	0.000636	2.670709	0.0090
DLTGE(-1)	0.361224	0.097436	3.707304	0.0004
R-squared	0.204531	Mean dependent var	-0.001779	
Adjusted R-squared	0.168779	S.D. dependent var	0.027956	
S.E. of regression	0.025488	Akaike info criterion	-4.449470	
Sum squared resid	0.057819	Schwarz criterion	-4.314188	
Log likelihood	214.1251	Hannan-Quinn criter.	-4.394826	
F-statistic	5.720910	Durbin-Watson stat	2.003260	
Prob(F-statistic)	0.000382			

Tablo 3.23 Model B için Tanımlanan Alternatif Hipotezinin ADF(1) Tahmin Sonucu

Burada Tablo 3.23’de gösterilen modelin artıklarına LM(1), LM(6) ve LM(12) testleri yapılmıştır.

H_0 : Otokorelasyon yoktur.

H_1 : Otokorelasyon vardır.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.148825	Prob. F(1,88)	0.7006
Obs*R-squared	0.158704	Prob. Chi-Square(1)	0.6904

LM(1)=0.15 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;1} = 3.84$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani birinci mertebeden otokorelasyon yoktur.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.092324	Prob. F(6,83)	0.9970
Obs*R-squared	0.623199	Prob. Chi-Square(6)	0.9960

LM(6)=0.62 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;6} = 12.59$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani altıncı mertebeden otokorelasyon yoktur.

Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:

F-statistic	0.795971	Prob. F(12,77)	0.6532
Obs*R-squared	10.37364	Prob. Chi-Square(12)	0.5832

LM(12)=10.37 test istatistiği sonucu $\chi^2_{0.05;12} = 21.03$ tablo kritik değerinden daha küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani on ikinci mertebeden otokorelasyon yoktur.

Tablo 3.23'deki modelin artıklarında otokorelasyon sorunu olmadığı LM test istatistiği yardımıyla belirlenmiştir. Bundan sonra modelin artıklarında sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı çarpım terimsiz White testi ile incelenmiş ve White test istatistiği sonuçları aşağıda verilmiştir.

Heteroskedasticity Test: White

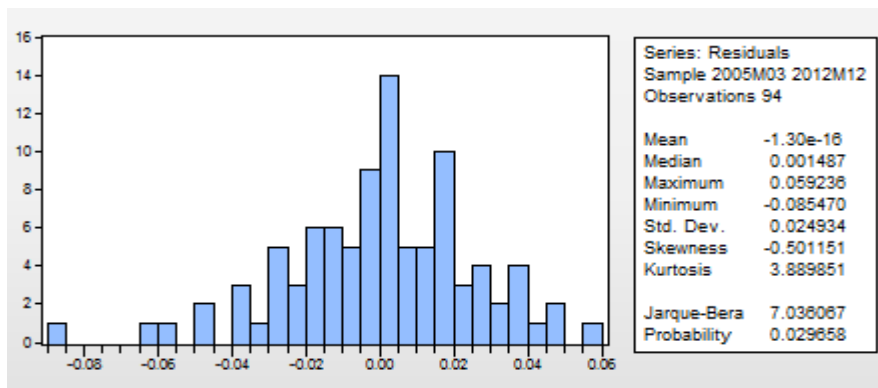
F-statistic	0.510222	Prob. F(4,89)	0.7283
Obs*R-squared	2.107224	Prob. Chi-Square(4)	0.7160
Scaled explained SS	2.729483	Prob. Chi-Square(4)	0.6041

H_0 : Sabit varyans varsayımı geçerlidir.

H_1 : Sabit varyans varsayımı geçerli değildir.

Burada White test istatistiği sonucu 2.72 , $\chi^2_{0.05;4} = 9.49$ tablo kritik değerinden küçük olduğundan sıfır hipotezi reddedilemez. Yani sabit varyans varsayımı geçerlidir.

Son olarak normallik varsayımı Jarque-Bera testi ile incelenmiştir. Test sonucu ve eğiklik ve basıklık değerleri ile birlikte aşağıdaki grafikte verilmiştir.



H_0 : Hata terimleri normal dağılıma sahiptir.
 H_1 : Hata terimleri normal dağılıma sahip değildir.

JB test istatistiği değeri 7.03, $\chi^2_{0.05;2} = 5.99$ tablo kritik değerinden büyük olduğundan sıfır hipotezi reddedilir. Yani Tablo 3.27’de gösterilen modelin artıkları normal dağılıma sahip değildir.

$H_0: \delta=0$ istatistiksel olarak anlamsız
 $H_1: \delta \neq 0$ istatistiksel olarak anlamlı

Burada alternatif hipotez $\delta=\rho-1$ olarak tanımlanmıştır.

$$t = \frac{\rho - 1}{Sh_\rho} = \frac{-0.169255 - 1}{0.047920} = -24.40$$

t değeri Zivot-Andrews(1992) tablo kritik değeri ile karşılaştırılır. Zivot-Andrews kritik değerlerine bakarken, kırılmanın yüzde kaçlık dilimde meydana geldiğini gösteren $\lambda = TB/T$ oranına bakılır. Burada $\lambda = 45/100 = 0.45 \cong 0.50$ olarak alınır ve %0.05 anlam düzeyinde tablo kritik değeri -4.42’dir. Burada test istatistiği değeri, tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani LTGE serisi kırıklı trend doğrusu etrafında durağan bir seridir. Model B’ye dayanan Zivot-Andrews birim kök testi sonucu 2008 yılının Eylül ayında kırılmanın varlığını işaret etmektedir. Gerçekten 2008 yılının Mayıs ayında Amerika Birleşik Devletleri’nde başlayan mortgage kredisi krizi, Türkiye ekonomisine yansımaları Eylül ayında yansımıştır. Bu sonuca göre 2008 finans krizinin Tüketici Güven Endeksi serisinde kalıcı etkisi olmamıştır.

$$\Delta LTGE_t = \mu + \beta T + \delta LTGE_{t-1} + \theta_1 DT_t + \delta_1 \Delta LTGE_{t-1} + \varepsilon_t \rightarrow \varepsilon_t \rightarrow RTGE$$

Yukarıdaki denklemde RTGE, trendden arındırılmış durağan seri özelliğine sahiptir.

Null Hypothesis: RTGE has a unit root
Exogenous: None
Lag Length: 0 (Automatic - based on SIC, maxlag=11)

	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-9.724724	0.0000
Test critical values: 1% level	-2.590065	
5% level	-1.944324	
10% level	-1.614464	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

$H_0 : \rho = 0$ Birim kök var. Seri durağan değil.

$H_1 : \rho < 0$ Birim kök yok. Seri durağandır.

Hesaplanan τ değeri, 0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani birim kök yoktur. RTGE serisi durağan bir seridir. $RTGE \sim I(0)$

3.6. Granger Nedensellik Analizi

Granger Nedensellik testinde, serilerin kovaryans durağan olmaları gerekmekte fakat aynı mertebeden durağan olma zorunluluğu bulunmamaktadır. Granger testi örnek büyüklüğünden ve verilerin yıllık veya mevsimsellik durumundan etkilenir.

Öncelikle ilk olarak Takip oranları ile Sanayi üretim endeksi serileri arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi araştırılacaktır

3.6.1. $RSUE \rightarrow LTO$ Nedensellik İlişki

$$\Delta^2 LTO_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^m \alpha_i \Delta^2 LTO_{t-i} + \sum_{j=1}^m \beta_j RSUE_{t-j} + u_{1t}$$

Testin aşamalarına uygun olarak önce serilerin durağanlık durumları araştırılmıştır. LTO serisi ikinci mertebeden durağan bir seri iken, RSUE serisi kırıklı trend doğrusu etrafında durağan bir seridir. Granger Nedensellik denklemleri için uygun gecikme Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre 2 olarak bulunmuştur.

Dependent Variable: DDLTO
Method: Least Squares
Date: 09/09/13 Time: 14:35
Sample (adjusted): 2005M05 2013M03
Included observations: 95 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000403	0.002671	0.150801	0.8805
DDLTO(-1)	-0.474274	0.100310	-4.728082	0.0000
DDLTO(-2)	-0.318774	0.098025	-3.251983	0.0016
RSUE(-1)	0.100356	0.042613	2.355054	0.0207
RSUE(-2)	0.037300	0.043835	0.850920	0.3971
R-squared	0.291906	Mean dependent var	0.000272	
Adjusted R-squared	0.260435	S.D. dependent var	0.030255	
S.E. of regression	0.026019	Akaike info criterion	-4.408801	
Sum squared resid	0.060928	Schwarz criterion	-4.274386	
Log likelihood	214.4180	Hannan-Quinn criter.	-4.354487	
F-statistic	9.275435	Durbin-Watson stat	1.972348	
Prob(F-statistic)	0.000003			

Tablo 3.24 LTO Serisi için Granger Nedensellik Kısıtsız Test Denklemi Tahmin Sonucu

$H_0 : \beta_j = 0$ RSUE'den LTO'ya nedensellik ilişkisi yoktur

$H_1 : \beta_j \neq 0$ RSUE'den LTO'ya nedensellik ilişkisi vardır $j = 1,2$

Tablo 3.24'den hareketle H_0 hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı test denklemi sonuçları Tablo 3.25'de verilmiştir.

Dependent Variable: DDLTO
Method: Least Squares
Date: 09/09/13 Time: 14:37
Sample (adjusted): 2005M05 2013M03
Included observations: 95 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000555	0.002730	0.203120	0.8395
DDLTO(-1)	-0.481051	0.096881	-4.965367	0.0000
DDLTO(-2)	-0.371226	0.097221	-3.818351	0.0002
R-squared	0.243170	Mean dependent var	0.000272	
Adjusted R-squared	0.226717	S.D. dependent var	0.030255	
S.E. of regression	0.026605	Akaike info criterion	-4.384345	
Sum squared resid	0.065121	Schwarz criterion	-4.303696	
Log likelihood	211.2564	Hannan-Quinn criter.	-4.351757	
F-statistic	14.77984	Durbin-Watson stat	1.998820	
Prob(F-statistic)	0.000003			

Tablo 3.25 LTO Serisi için Granger Nedensellik Kısıtlı Test Denklemi Tahmin Sonucu

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/m}{SSR_{UR}/T - 2m}$$

Burada SSR : Hata kareler toplamını, UR : Kısıtsız modeli, R : Kısıtlı modeli göstermektedir.

Granger Nedensellik test istatistiği sonucu,

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/m}{SSR_{UR}/T - 2m} = \frac{(0.065121 - 0.060928)/2}{0.060928/95 - 4} = 3.13$$

Hesaplanan F test istatistiği değeri, $F_{0.05;2;91} = 3.07$ tablo kritik değerinden büyük olduğundan dolayı sıfır hipotezi reddedilir. Yani RSUE'den LTO'ya nedensellik ilişkisi vardır.

Sanayi üretim endeksi ile takip oranları serileri arasında tek yönlü nedensellik ilişkisi araştırılacaktır.

3.6.2. LTO→RSUE Nedensellik İlişkisi

$$RSUE_t = \beta_0 + \sum_{i=1}^m \lambda_i RSUE_{t-i} + \sum_{j=1}^m \delta_j \Delta^2 LTO_{t-j} + u_{2t}$$

Granger Nedensellik denklemleri için uygun gecikme Akaike ve Schwarz bilgi kriterlerine göre 1 olarak bulunmuştur.

Dependent Variable: RSUE
Method: Least Squares
Date: 09/09/13 Time: 14:46
Sample (adjusted): 2005M04 2013M04
Included observations: 97 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000496	0.006458	0.076742	0.9390
RSUE(-1)	-0.060908	0.100775	-0.604391	0.5470
DDLTO(-1)	-0.449384	0.217183	-2.069152	0.0413
R-squared	0.045818	Mean dependent var		0.000312
Adjusted R-squared	0.025517	S.D. dependent var		0.064424
S.E. of regression	0.063596	Akaike info criterion		-2.642079
Sum squared resid	0.380184	Schwarz criterion		-2.562449
Log likelihood	131.1408	Hannan-Quinn criter.		-2.609880
F-statistic	2.256874	Durbin-Watson stat		1.998833
Prob(F-statistic)	0.110321			

Tablo 3.26 LSUE Serisi için Granger Nedensellik Kısıtsız Test Denklemi Tahmin Sonucu

$H_0 : \delta_j = 0$ LTO'dan RSUE'ye nedensellik ilişkisi yoktur

$H_0 : \delta_j \neq 0$ LTO'dan RSUE'ye nedensellik ilişkisi vardır $j = 1,2$

Tablo 3.26'dan hareketle H_0 hipotezi altında tahmin edilen kısıtlı test denklemi sonuçları Tablo 3.27'de verilmiştir.

Dependent Variable: RSUE
Method: Least Squares
Date: 09/09/13 Time: 14:47
Sample (adjusted): 2005M03 2013M04
Included observations: 98 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000805	0.006515	0.123526	0.9019
RSUE(-1)	-0.056667	0.101248	-0.559684	0.5770
R-squared	0.003252	Mean dependent var		0.000788
Adjusted R-squared	-0.007130	S.D. dependent var		0.064263
S.E. of regression	0.064492	Akaike info criterion		-2.624351
Sum squared resid	0.399286	Schwarz criterion		-2.571597
Log likelihood	130.5932	Hannan-Quinn criter.		-2.603013
F-statistic	0.313246	Durbin-Watson stat		1.975145
Prob(F-statistic)	0.576999			

Tablo 3.27 LSUE Serisi için Granger Nedensellik Kısıtlı Test Denklemi Tahmin Sonucu

Granger Nedensellik test istatistiği sonucu,

$$F = \frac{(SSR_R - SSR_{UR})/m}{SSR_{UR}/T - 2m} = \frac{(0.399286 - 0.380184)/1}{0.380184/95 - 4} = 4.57$$

Hesaplanan F test istatistiği değeri, $F_{0.05;1;91} = 3.92$ tablo kritik değerinden büyük olduğundan dolayı sıfır hipotezi reddedilir. Yani LTO'dan LSUE'ye nedensellik ilişkisi vardır.

Yukarıdaki Granger nedensellik analizi sonucunda takip oranları serisi ile sanayi üretim endeksi serileri arasında çift yönlü nedensellik ilişkisi söz konusudur.

3.7. Makroekonomik Değişkenler İçin VAR Modeli

VAR modeli oluşturmada ilk aşama, gecikme uzunluğunun belirlenmesidir. VAR modeli için optimal gecikme uzunluğunun belirlenmesinde LR(Olabilirlik oranı) ve Bilgi kriterlerinden faydalanılmaktadır. Bu çerçevede 96 gözlemden oluşan VAR(2) modeli üzerinden belirlenecek olan bilgi kriterleri Tablo 3.28'de verilmiştir.

VAR Lag Order Selection Criteria
Endogenous variables: DDLTO RSUE ENF DLFO DLDK RTGE
Exogenous variables: C
Date: 11/05/13 Time: 22:03
Sample: 2005M01 2013M04
Included observations: 86

Lag	LogL	LR	FPE	AIC	SC	HQ
0	693.9485	NA	4.54e-15	-15.99880	-15.82757*	-15.92989
1	758.3320	118.2859	2.35e-15*	-16.65888*	-15.46025	-16.17649*
2	785.3727	45.90632	2.93e-15	-16.45053	-14.22449	-15.55465
3	811.2763	40.36145	3.82e-15	-16.21573	-12.96229	-14.90637
4	855.1399	62.22503*	3.38e-15	-16.39860	-12.11776	-14.67576
5	884.2976	37.29474	4.37e-15	-16.23948	-10.93124	-14.10316
6	908.4497	27.52224	6.73e-15	-15.96395	-9.628307	-13.41415
7	952.0548	43.60503	7.12e-15	-16.14081	-8.777767	-13.17753
8	983.3041	26.88892	1.11e-14	-16.03033	-7.639884	-12.65356

* indicates lag order selected by the criterion
LR: sequential modified LR test statistic (each test at 5% level)
FPE: Final prediction error
AIC: Akaike information criterion
SC: Schwarz information criterion
HQ: Hannan-Quinn information criterion

Tablo 3.28 VAR Modeli için Optimal Gecikme Uzunluğunun Belirlenmesi

VAR modellerinde uygun gecikme sayısının belirlenmesinde bilgi kriterlerinden yararlanılmaktadır. EViews 7.2 programında, maksimum 8 gecikme için optimal gecikme sayısının bulunması amacıyla yapılan test sonuçları Tablo 3.28’de sunulmaktadır. Yukarıda görüldüğü gibi, SIC kriteri herhangi bir gecikme uzunluğu vermezken, FPE, AIC ve HQ kriterlerinin 1 ve büyük örnekler için kullanılan LR kriterinin ise 4 optimal gecikme uzunluğu verdiği görülmektedir. Bu gecikme uzunluğunun hata teriminin bilinen varsayımlarını sağlaması gerekmektedir. LR kriterine göre belirlenen optimal gecikme uzunluğu 4 olarak alındığında VAR modelinin artıklarının gaussian saf hata özelliklerini yani ortalamasının sıfır, varyansının sabit ve normal dağıldığı görülmektedir. Şimdi bu varsayımlar test edilecektir. Önce otokorelasyon için LM testi yapılacaktır. LM test istatistiği sonuçları aşağıda verilmiştir.

a) VAR(4) Modeli için LM Test İstatistiği Sonuçları

VAR Residual Serial Correlation LM T...
Null Hypothesis: no serial correlation ...
Date: 11/05/13 Time: 22:13
Sample: 2005M01 2013M04
Included observations: 90

Lags	LM-Stat	Prob
1	27.53706	0.8433
2	22.13498	0.9662
3	31.89195	0.6644
4	29.58539	0.7662
5	27.55327	0.8427
6	26.71499	0.8697
7	46.59018	0.1112
8	42.14236	0.2224
9	35.98471	0.4694
10	39.64508	0.3107
11	35.10841	0.5108
12	38.79325	0.3449

Probs from chi-square with 36 df.

Tablo 3.29 VAR(4) Modeli için LM Test İstatistiği Sonuçları

$H_0 : \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_{12} = 0$ Otokorelasyon yok

$H_1 : \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_{12} \neq 0$ Otokorelasyon var

şeklinde oluşturulan hipotezler sonucunda LM test istatistiği değerlerinin hepsi

$\chi^2_{0.05;36} = 55.758$ tablo kritik değerinden küçük olduğundan H_0 hipotezi red edilemez,

yani otokorelasyon yoktur.

b) VAR(4) Modeli için Çarpım Terimsiz White Test İstatistiği Sonuçları

VAR Residual Heteroskedasticity Tests: No Cross Terms (only levels and squares)
Date: 11/05/13 Time: 22:15
Sample: 2005M01 2013M04
Included observations: 90

Joint test:

Chi-sq	df	Prob.
987.7326	1008	0.6699

Individual components:

Dependent	R-squared	F(48,41)	Prob.	Chi-sq(48)	Prob.
res1*res1	0.559739	1.085970	0.3957	50.37651	0.3796
res2*res2	0.420502	0.619811	0.9443	37.84521	0.8533
res3*res3	0.428622	0.640757	0.9309	38.57597	0.8324
res4*res4	0.600401	1.283395	0.2080	54.03612	0.2548
res5*res5	0.519716	0.924297	0.6058	46.77448	0.5231
res6*res6	0.600321	1.282963	0.2083	54.02885	0.2550
res2*res1	0.445440	0.686094	0.8955	40.08961	0.7845
res3*res1	0.574908	1.155200	0.3199	51.74168	0.3299
res3*res2	0.488464	0.815642	0.7527	43.96180	0.6390
res4*res1	0.499025	0.850842	0.7064	44.91226	0.6001
res4*res2	0.614166	1.359653	0.1582	55.27495	0.2191
res4*res3	0.634874	1.485206	0.0987	57.13863	0.1720
res5*res1	0.504654	0.870217	0.6802	45.41886	0.5792
res5*res2	0.613675	1.356840	0.1598	55.23078	0.2203
res5*res3	0.441602	0.675508	0.9045	39.74420	0.7960
res5*res4	0.657356	1.638700	0.0541	59.16200	0.1296
res6*res1	0.368837	0.499155	0.9894	33.19534	0.9487
res6*res2	0.516536	0.912596	0.6220	46.48821	0.5349
res6*res3	0.429779	0.643791	0.9288	38.68012	0.8293
res6*res4	0.555848	1.068974	0.4159	50.02633	0.3929
res6*res5	0.636861	1.498007	0.0939	57.31746	0.1679

Tablo 3.30 VAR(4) Modeli için Çarpım Terimsiz White Test İstatistiği Sonuçları

H_0 : Sabit varyans varsayımı geçerlidir.

H_1 : Sabit varyans varsayımı geçerli değildir.

şeklinde oluşturulan hipotezler sonucunda test istatistiği değerleri, $\chi^2_{0.05;60} = 79.082$ tablo

kritik değerinden daha küçük olduğundan H_0 hipotezi red edilemez, yani sabit varyans varsayımı geçerlidir.

c) VAR(4) Modeli için Jarque-Bera Test İstatistiği Sonuçları

Son olarak da normallik varsayımını Jarque-Bera Testi ile incelersek,

Component	Jarque-Bera	df	Prob.
1	1.077921	2	0.3846
2	1.018335	2	0.6010
3	1.591245	2	0.4513
4	2.225495	2	0.3287
5	2.653208	2	0.2654
6	0.393422	2	0.8214
Joint	8.959626	12	0.0970

Tablo 3.31 VAR(4) Modeli Artıkları için Jarque-Bera Test İstatistiği Sonuçları

H_0 : Hata terimleri normal dağılıma sahiptir.

H_1 : Hata terimleri normal dağılıma sahip değildir.

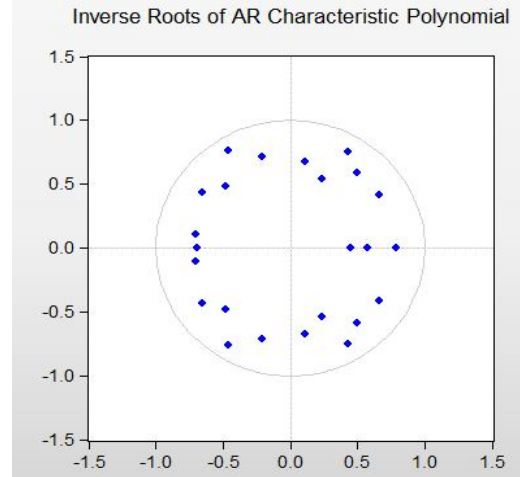
şeklinde kurulur ve $\chi^2_{0.05;2} = 5,991$ değeri ile karşılaştırıldığında tüm bileşenleri bu değerden küçük olduğu görülmektedir. Yani hata terimleri normal dağılıma sahiptir.

d) VAR(4) Modeli için Kararlılık Analizi

Roots of Characteristic Polynomial
Endogenous variables: DDLTO RSUE ENF DLFO D...
Exogenous variables: C
Lag specification: 1 4
Date: 11/05/13 Time: 22:20

Root	Modulus
-0.461387 + 0.761062i	0.889997
-0.461387 - 0.761062i	0.889997
0.433301 - 0.754605i	0.870160
0.433301 + 0.754605i	0.870160
0.788350	0.788350
0.663669 - 0.417487i	0.784061
0.663669 + 0.417487i	0.784061
-0.651889 + 0.434156i	0.783231
-0.651889 - 0.434156i	0.783231
0.497640 - 0.587088i	0.769622
0.497640 + 0.587088i	0.769622
-0.207006 - 0.713011i	0.742453
-0.207006 + 0.713011i	0.742453
-0.696825 + 0.104170i	0.704569
-0.696825 - 0.104170i	0.704569
-0.693279	0.693279
0.114952 + 0.674128i	0.683859
0.114952 - 0.674128i	0.683859
-0.481189 - 0.485222i	0.683362
-0.481189 + 0.485222i	0.683362
0.238091 + 0.542348i	0.592308
0.238091 - 0.542348i	0.592308
0.579512	0.579512
0.453669	0.453669

No root lies outside the unit circle.
VAR satisfies the stability condition.

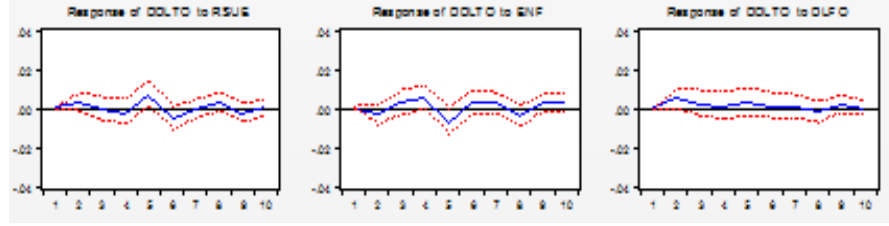


Grafik 3.19 VAR(4) Modeli için Karakteristik Kökler ve Grafiği

Etki-tepki fonksiyonları ve varyans ayrıştırmaya geçebilmemiz için kararlılık koşulunun sağlanması gerekir. Grafik 3.19'den de görüldüğü üzere AR karakteristik polinomunun ters köklerinin hiçbirinin birim çember dışında yer almaması, VAR modelinin kararlı bir yapıda olduğunu doğrulamaktadır.

3.7.1. Etki-Tepki Analizi Sonuçları(Impulse-Response-IR)

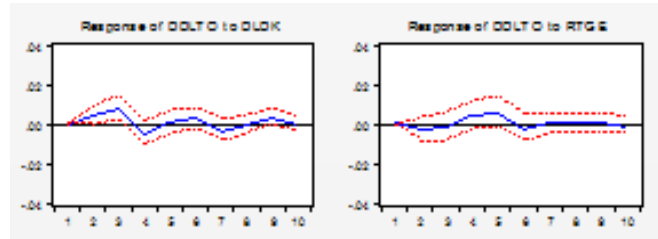
VAR sistemi için uygun gecikme uzunlukları bulunduğundan sona etki-tepki fonksiyonlarına geçilir. IR fonksiyonları şokların değişkenler üzerindeki etkilerini ve hangi zamanda etkisinin ne olduğunu tablolar ya da grafik gösterimleriyle ortaya koyar.



Sanayi üretim endeksi(SUE) serisinde 1 standart sapmalılık şok meydana geldiğinde, takip oranları(TO) 1. döneme kadar artar, sonra 4. döneme kadar yavaşça azalır, 5. dönemde hızlı artış, sonrasında 6. dönemde azalış, 8. döneme kadar artış ve daha sonra 10. dönemde eski sürecine dönmüştür.

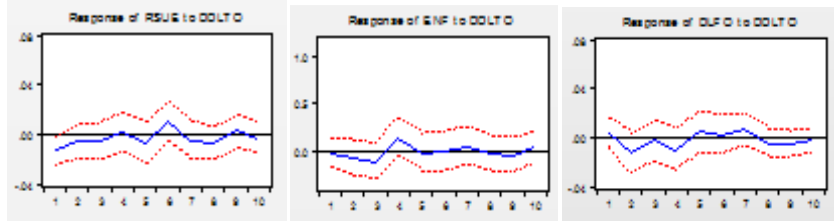
Enflasyon(ENF) serisinde 1 standart sapmalılık şok meydana geldiğinde, takip oranları(TO) 1. döneme kadar yavaş bir şekilde azalmış, sonra 3. döneme kadar artış, 5. dönemde hızlı azalış, 6. döneme kadar artış, 8. döneme kadar azalmış ve daha sonra da eski sürecinden uzaklaşmıştır.

Faiz oranları(FO) serisinde 1 standart sapmalılık şok meydana geldiğinde, takip oranları(TO) serisi 1. döneme kadar artar, 4. döneme kadar yavaşça azalır ve daha sonra da eski uzun dönem dengesinden uzaklaşmıştır.



Döviz kurunda 1 standart sapmalılık şok meydana geldiğinde, takip oranları(TO) 3. döneme kadar artar, 4. dönem de hızlı bir şekilde azalır, 6. döneme kadar artar, 9. döneme kadar yavaşça azalır ve 10. dönem de eski sürecine yakınsar.

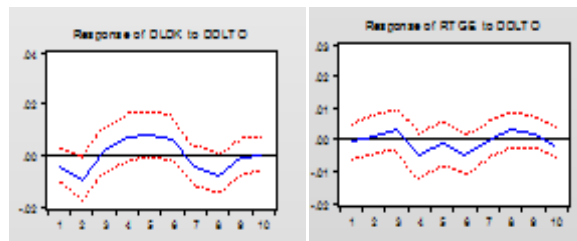
Tüketici Güven Endeksi(TGE) serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, takip oranları(TO) 2. döneme kadar yavaşça azalır, 5. döneme kadar artar, 6. dönemde azalır, 9. döneme kadar yatay seyirde hareket ederken 10. dönemde eski uzun dönem dengesine yakınsar.



Takip oranları(TO) serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, Sanayi üretim endeksi(SUE) 4. döneme kadar artar, 8. döneme kadar dalgalı bir şekilde yavaşça azalır ve daha sonra da eski uzun dönem dengesine yakınsar.

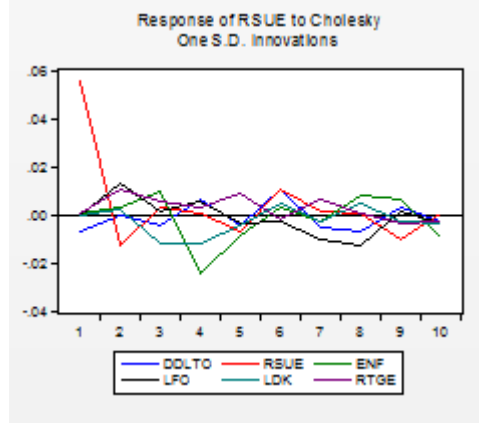
Takip oranları(TO) serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, enflasyon(ENF) 3. döneme kadar yavaş bir şekilde azalır, 4. dönemde hızlı bir şekilde artar ve daha sonra da eski uzun dönem dengesine yakınsar.

Takip oranları(TO) serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, faiz oranları(FO) 2. döneme kadar azalır, 7. döneme kadar yavaş bir şekilde artar, 9. döneme kadar azalarak yatay bir şekilde hareket eder ve sonra eski uzun dönem dengesine yakınsar.



Takip oranları(TO) serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, döviz kuru(DK) 2. döneme kadar azalır, 5. döneme kadar yavaş bir şekilde artar, 8. döneme kadar yavaş bir şekilde azalır ve sonra eski uzun dönem dengesine yakınsar.

Takip oranları(TO) serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, tüketici güven endeksi(TGE) 3. döneme kadar artar, 4. dönemde azalır, 6. döneme kadar yatay bir şekilde hareket eder, 8. döneme kadar yavaşça artar ve sonra eski uzun dönem dengesine yakınsar.



Sanayi üretim endeksi serisinde 1 standart sapmalık şok meydana geldiğinde, takip oranları serisi 4. döneme kadar yatay hareket eder, 5. dönemde artar, 6. dönemde azalır ve sonra eski sürecine geri döner.

3.7.2. Varyans Ayırıştırma Analizi Sonuçları(Variance Decomposition-VDC)

Varyans ayırıştırması VAR'da hedeflenen ikinci fonksiyondur. İncelenen değişkenlerin her birinin varyansında meydana gelen değişimin % kaçının kendi gecikmeleriyle, % kaçının ise diğer değişkenlerce açıklandığını araştırır. Şayet varyansındaki değişimin %100'e yakın bir değerini kendi başına açıklıyorsa dışsal değişken olarak nitelendirir. Varyans Ayırıştırmada değişkenlerin sıralaması önemlidir. Sıralama dışsaldan içsele doğru yapılır. Varyans ayırıştırma, makro değişkenler arasındaki ilişkileri ortaya çıkarmaya amaçlayan bir yaklaşımdır.

Variance Decomposition of DDLTO:							
Period	S.E.	DDLTO	RSUE	ENF	DLFO	DLDK	RTGE
1	0.021826	100.0000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.027173	90.10819	1.216313	1.686208	3.478270	2.304917	1.206099
3	0.028723	82.12989	1.145326	2.287863	3.717196	9.325925	1.393796
4	0.030099	74.80979	1.845566	4.942194	3.390424	11.81208	3.199942
5	0.032369	64.69603	6.305683	9.148659	3.713845	10.22307	5.912718
6	0.033103	61.86233	8.550022	9.400461	3.675266	10.29946	6.212462
7	0.033551	61.18157	8.345659	9.651587	3.594074	11.17388	6.053233
8	0.034097	59.45381	8.697971	11.18857	3.861919	10.87615	5.921574
9	0.034527	58.07307	9.090029	11.68435	3.954751	11.37914	5.818659
10	0.034691	57.57070	9.007290	12.18306	3.967080	11.35267	5.919200

Tablo 3.32 Takip Oranları Serisi için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Takip oranları(TO) serisinin varyansında meydana gelen değişimin 1. dönemde %100'ü kendisinden kaynaklanmaktadır.

TO serisinin 6. dönemde varyansında meydana gelen değişimin %61.86'sı kendisinden, %8.55'i SUE, %9.40'i ENF değişkeninden, %3.67'si FO'dan, %10.29'u DK'dan ve %6.21'i TGE değişkeninden kaynaklanmaktadır.

TO serisinin 10. dönemde varyansında meydana gelen değişimin %57.57'si kendisinden, %9.00'ı SUE, %12.18'si ENF değişkeninden, %3.96'i FO'dan, %11.35'i DK'dan ve %5.91'i TGE değişkeninden kaynaklanmaktadır.

Variance Decomposition of RSUE:							
Period	S.E.	DDLTO	RSUE	ENF	DLFO	DLDK	RTGE
1	0.055287	1.740391	98.25961	0.000000	0.000000	0.000000	0.000000
2	0.058572	1.788881	90.75917	0.299234	4.209040	0.003109	2.940566
3	0.061342	2.267546	83.32437	3.312729	3.864964	3.058291	4.172100
4	0.067443	3.511203	69.02749	14.01183	3.786737	5.565534	4.097206
5	0.069580	3.712161	65.15148	16.53021	3.585330	5.398628	5.622192
6	0.071281	7.088852	62.70118	15.89472	3.441039	5.417564	5.456639
7	0.072031	7.736882	61.56723	15.59715	3.894334	5.514863	5.689534
8	0.073651	8.090607	59.07080	15.96641	5.209406	6.163372	5.499398
9	0.074649	7.887184	58.37321	17.04975	5.081599	6.204375	5.403882
10	0.075265	7.771464	57.44806	18.05650	5.058768	6.326965	5.338239

Tablo 3.33 Sanayi Üretim Endeksi Serisi için Varyans Ayrıştırması Sonuçları

Sanayi üretim endeksi(SUE) serisinin varyansında meydana gelen değişimin 1. dönemde %98.25'i kendisinden ve %1.74'ü de takip oranları serisinden kaynaklanmaktadır.

SUE serisinin 6. dönemde varyansında meydana gelen değişimin %7.08'i TO'dan, %62.70'i kendisinden, %15.89'u ENF'dan, %3.44'ü FO'dan, %5.41'i DK'dan ve %5.45'i de TGE değişkeninden kaynaklanmaktadır.

SUE serisinin 10. dönemde varyansında meydana gelen değişimin %7.77'si TO'dan, %57.44'ü kendisinden, %18.05'i ENF'dan, %5.05'i FO, %6.32'si DK'dan ve %5.33'ü TGE değişkeninden kaynaklanmaktadır.

3.8. Takip Oranları Serisinin Modellenmesi

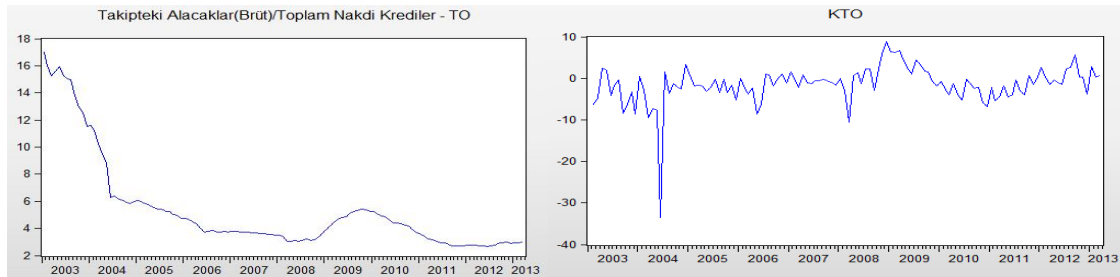
Çalışma kapsamında, 2003:01-2013:03(aylık) dönemini kapsayan takip oranları serisinin değerleri kullanılarak, ARCH modelleriyle volatilitenin varlığı incelenmiştir. Takip oranları serisi basit ve sürekli getiri olmak üzere iki ayrı model tahmin edilmiş ve bu iki model arasından öngörü performansı en iyi olan model seçilmiştir.

3.8.1. KTO Serisi için Durağanlık İncelemesi

Zaman serilerinde ARIMA modellerinin oluşturulması ve ARCH etkisinin incelenmesi için serinin durağan hale getirilmesi gerekmektedir. Zaman serilerinin düzey hali genellikle durağan değildir. Yapılan birim kök testleri ve korelogram analizleri sonucunda, bu durumun takip oranları(TO) serisi için de geçerli olduğunu göstermiştir. Bu sorunu ortadan kaldırmak için literatürde kabul görmüş yöntemlerden birisi, serilerin logaritmasını alıp, yeni seriyi birinci farklardan oluşturmaktır. Elde edilen bu yeni seri TO serisinden elde edilen basit getiri serisidir ve matematiksel olarak,

$$KTO_t = (InTO_t - InTO_{t-1}) \times 100 \quad \text{şeklinde ifade edilir.}$$

Takip oranları serisi ile logaritmik farkları alınarak oluşturulan yeni KTO serilerine ait zaman serisi grafikleri Grafik 3.20'de verilmiştir.



Grafik 3.20 TO ile KTO Serilerinin Grafikleri

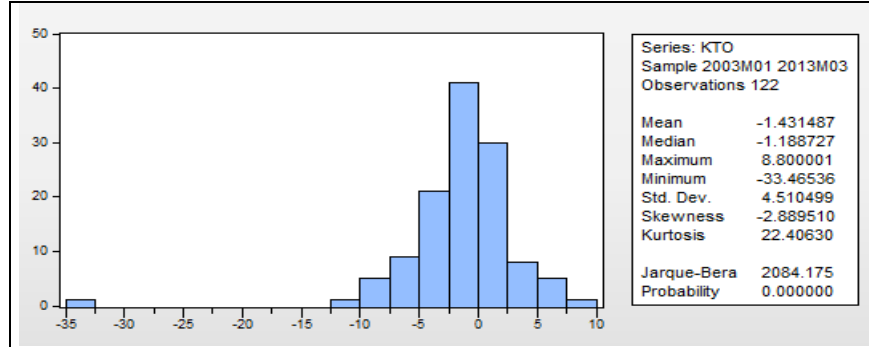
Takip oranları(TO) serisi ile oluşturulan yeni KTO serisinin grafiğine baktığımızda, KTO serisinin durağan bir yapıda olduğu söylenebilir. Bu durumu DF(79) birim kök testi ile test edersek,

Null Hypothesis: KTO has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.182427	0.0017
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	

*MacKinnon (1996) one-sided p-values.

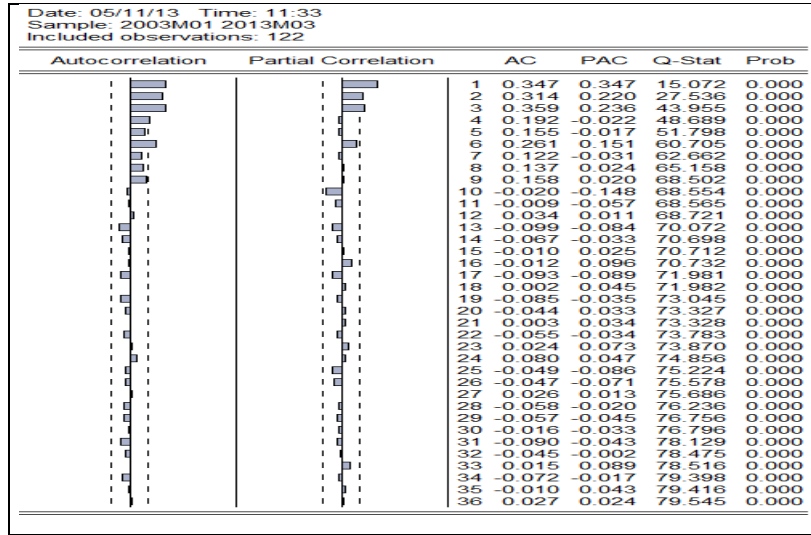
Tablo 3.34 KTO Serisi için Durağanlık İncelemesi

Hesaplanan τ test istatistiği değeri, %0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani KTO serisi durağan bir seridir.



Grafik 3.21 KTO Serisinin Dağılım Grafiği

KTO serisinin basıklık(Kurtosis) katsayısı 3'ten büyük olduğu için leptokurtik(kalın kuyruk) ve çarpıklık(Skewness) katsayısı negatif olduğu için sola çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque-Bera istatistiği sonucu ise artıkların normal dağılmadığını göstermektedir.



Grafik 3.22 KTO Serisinin Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

Korelogramı incelediğimizde, hem otokorelasyon(ACF) hem de kısmi otokorelasyon(PACF) fonksiyonlarında anlamlı tepe noktaları olduğu görülmektedir. Otokorelasyon fonksiyonunda 1. 2. 3. 4. ve 6. gecikmelerde tepe noktaları olduğu görülmektedir. Bu durum modelin MA kısmının mertebesini belirlemektedir. Kısmi otokorelasyon fonksiyonunda ise 1. 2. ve 3. gecikmelerde tepe noktaları görülmektedir. Bunlar da AR kısmının mertebesi hakkında bilgi vermektedir.

3.8.1.1. KTO Serisi için Uygun ARMA Modelinin Seçimi

KTO serisi için uygun ARMA modelinin belirlenmesi amacıyla çeşitli ARMA modelleri oluşturulmuş ve hem katsayılarının istatistiksel anlamlılığı açısından, hem Grafik 3.22’de verilen ACF ve PACF grafiklerindeki eğilim benzerliği nedeniyle, hem de Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri açısından en uygun model ARMA(1,1) olarak belirlenmiştir. Denenen diğer modellerin hem AR hem de MA terimlerinin katsayıları anlamsız çıkmıştır.

Dependent Variable: KTO Method: Least Squares Date: 05/13/13 Time: 22:58 Sample (adjusted): 2003M03 2013M03 Included observations: 121 after adjustments Convergence achieved after 7 iterations MA Backcast: 2003M02				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.902795	0.062031	14.55403	0.0000
MA(1)	-0.656172	0.110310	-5.948446	0.0000
R-squared	0.186482	Mean dependent var	-1.390724	
Adjusted R-squared	0.179646	S.D. dependent var	4.506631	
S.E. of regression	4.081809	Akaike info criterion	5.667348	
Sum squared resid	1982.678	Schwarz criterion	5.713560	
Log likelihood	-340.8746	Hannan-Quinn criter.	5.686117	
Durbin-Watson stat	2.046125			
Inverted AR Roots	.90			
Inverted MA Roots	.66			

Tablo 3.35 KTO Serisi için ARMA(1,1) Modelinin Tahmin Sonucu

ARCH-LM testi, ARMA modelinin artıklarında ARCH etkisinin varlığının kontrolünde kullanılmaktadır. Bu testte, eşit varyanslılığın mevcut olduğunu ve ARCH etkisinin bulunmadığını ifade eden sıfır hipotezine karşılık, eşit varyanslılığın olmadığı ve ARCH etkisinin bulunduğunu öne süren alternatif hipotez sınanmaktadır.

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	3.937657	Prob. F(1,118)	0.0495
Obs*R-squared	3.875085	Prob. Chi-Square(1)	0.0490

Tablo 3.36 ARMA(1,1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu

Tablo 3.36’de ARCH etkisinin varlığı 1 gecikme sayısı için incelenmiş ve F istatistiğinin, tablo kritik değerinden ($\chi^2_{0,05;1} = 3.841$) daha büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani ARCH etkisi vardır. Bu yüzden ARCH denklemi oluşturulacaktır.

3.8.1.2. KTO Serisi için Uygun ARCH Modelinin Belirlenmesi

Uygun ARCH modelinin belirlenmesinde, GARCH modelinin yanı sıra özellikle asimetrik etkileri çok iyi gösteren EGARCH, TGARCH ve PGARCH modelleri denenmiştir. Denenen modellerden EGARCH, TGARCH ve PGARCH modellerinde bazı katsayılar anlamlı çıkmadığı için, çalışmaya dahil edilmemiştir.

KTO serisi için uygun ARCH modelinin belirlenmesi için çeşitli ARCH modelleri oluşturulmuş ve hem katsayılarının istatistiksel anlamlılığı açısından hem de Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri açısından en uygun model ARCH(1) olarak belirlenmiştir.

Dependent Variable: KTO				
Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution				
Date: 05/13/13 Time: 12:50				
Sample (adjusted): 2003M02 2013M03				
Included observations: 122 after adjustments				
Convergence achieved after 18 iterations				
Presample variance: backcast (parameter = 0.7)				
GARCH = C(1) + C(2)*RESID(-1)^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Variance Equation				
C	7.456353	2.820782	2.643363	0.0082
RESID(-1)^2	0.830006	0.310418	2.673836	0.0075
T-DIST. DOF	5.062718	2.432719	2.081095	0.0374
R-squared	-0.101555	Mean dependent var	-1.431487	
Adjusted R-squared	-0.092526	S.D. dependent var	4.510499	
S.E. of regression	4.714551	Akaike info criterion	5.484203	
Sum squared resid	2711.693	Schwarz criterion	5.553154	
Log likelihood	-331.5364	Hannan-Quinn criter.	5.512208	
Durbin-Watson stat	1.174604			

Tablo 3.37 KTO Serisi için ARCH(1) Modelinin Tahmin Sonucu

ARCH-LM testi yardımıyla ARCH(1) modelinin artıklarında ARCH etkisinin olup olmadığını test edersek,

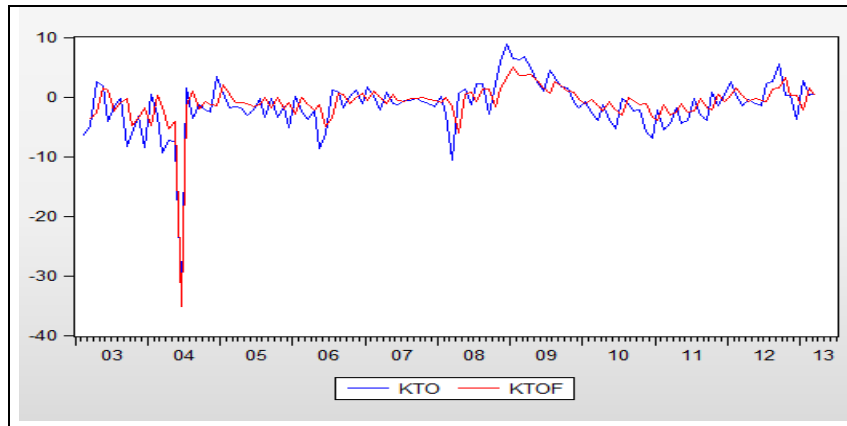
Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.303958	Prob. F(1,119)	0.5824
Obs*R-squared	0.308279	Prob. Chi-Square(1)	0.5787

Tablo 3.38 ARCH(1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu

H_0 : ARCH etkisi yoktur

H_1 : ARCH etkisi vardır

F hesap değeri, tablo kritik değerinden ($\chi^2_{0,05,1} = 3.841$) daha küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez. Yani ARCH etkisi yoktur.



Grafik 3.23 KTO Serisi ile Öngörü Serisinin Karşılaştırılması

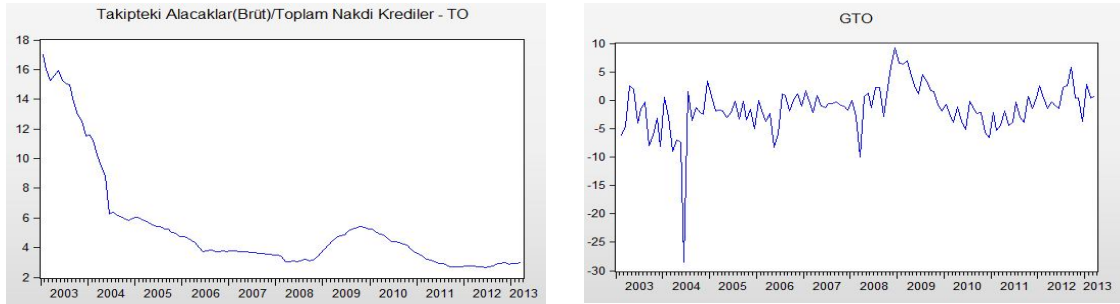
3.8.2. GTO Serisi için Durağanlık İncelemesi

Yapılan birim kök testleri ve korelogram analizleri sonucunda, takip oranları(TO) serisinin durağan olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Elde edilen ikinci yeni seri TO serisinden elde edilen sürekli getiri serisidir ve matematiksel olarak,

$$GTO_t = \left[\frac{TO_t - TO_{t-1}}{TO_{t-1}} \right] \times 100$$

şeklinde ifade edilir.

Takip oranları serisi ile birinci farkları alınarak oluşturulan yeni GTO serilerine ait zaman serisi grafikleri Grafik 3.24’de verilmiştir.



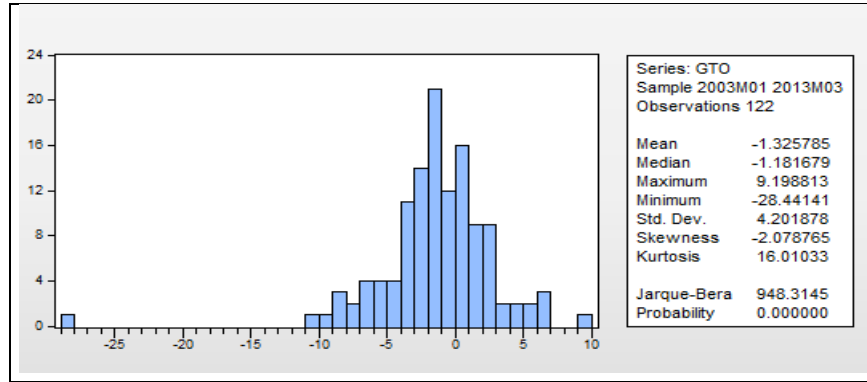
Grafik 3.24 TO ile GTO Serilerinin Grafiği

Takip oranları(TO) serisi ile oluşturulan yeni GTO serisinin grafiğine baktığımızda, GTO serisinin durağan bir yapıda olduğu söylenebilir. Bu durumu DF(79) birim kök testi ile test edersek,

Null Hypothesis: GTO has a unit root		
Exogenous: None		
Lag Length: 2 (Automatic - based on SIC, maxlag=12)		
	t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.060143	0.0025
Test critical values: 1% level	-2.584539	
5% level	-1.943540	
10% level	-1.614941	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.		

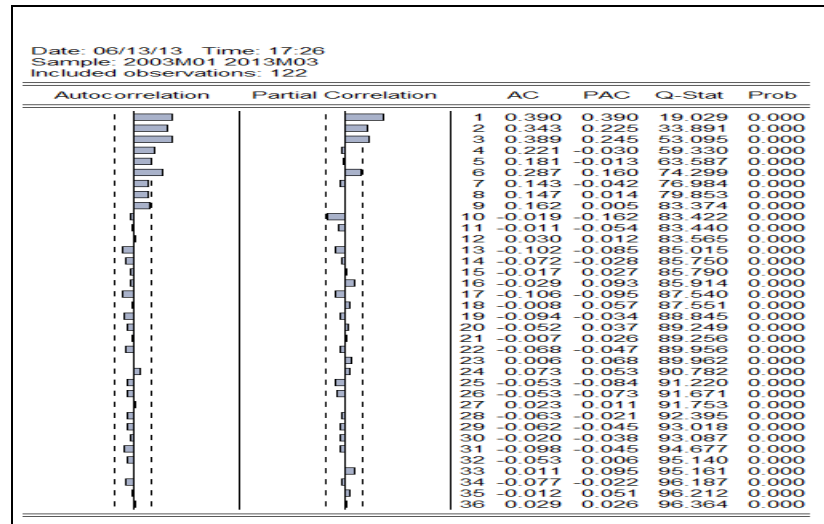
Tablo 3.39 GTO Serisi için Durağanlık İncelemesi

Hesaplanan τ test istatistiği değeri, %0.05 anlam düzeyindeki tablo kritik değerinden daha negatif olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani GTO serisi durağan bir seridir.



Grafik 3.25 GTO Serisinin Dağılım Grafiği

GTO serisinin basıklık(Kurtosis) katsayısı 3'ten büyük olduğu için leptokurtik(kalın kuyruk) ve çarpıklık(Skewness) katsayısı negatif olduğu için sola çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque-Bera istatistiği sonucu ise artıkların normal dağılmadığını göstermektedir.



Grafik 3.26 GTO Serisinin Korelogramı ve Q İstatistiği Değerleri

Korelogram analizi sonucunda, modelin MA kısmının mertebesini belirleyen otokorelasyon fonksiyonunda(ACF) 1. 2. 3. ve 6. gecikmelerde tepe noktaları olduğu görülmektedir. Kısmi otokorelasyon fonksiyonunda(PACF) ise 1. 2. ve 3. gecikmelerde tepe noktaları görülmektedir. Bunlar da AR kısmının mertebesi hakkında bilgi vermektedir.

3.8.2.1. GTO Serisi için Uygun ARMA Modelinin Seçimi

GTO serisi için uygun ARMA modelinin belirlenmesi amacıyla çeşitli ARMA modelleri tahmin edilmiştir. Tablo 4.51’de verilen ACF ve PACF grafiklerindeki eğilim benzerliği nedeniyle ve Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri açısından en uygun model ARMA(1,1) olarak belirlenmiştir. Denenen diğer modellerin hem AR hem de MA terimlerinin katsayıları istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır.

Dependent Variable: GTO Method: Least Squares Date: 06/13/13 Time: 17:33 Sample (adjusted): 2003M03 2013M03 Included observations: 121 after adjustments Convergence achieved after 7 iterations MA Backcast: 2003M02				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
AR(1)	0.900176	0.061126	14.72664	0.0000
MA(1)	-0.630371	0.110341	-5.712924	0.0000
R-squared	0.220480	Mean dependent var	-1.285786	
Adjusted R-squared	0.213930	S.D. dependent var	4.195962	
S.E. of regression	3.720166	Akaike info criterion	5.481804	
Sum squared resid	1646.916	Schwarz criterion	5.528016	
Log likelihood	-329.6492	Hannan-Quinn criter.	5.500572	
Durbin-Watson stat	2.037098			
Inverted AR Roots	.90			
Inverted MA Roots	.63			

Tablo 3.40 GTO Serisi için ARMA(1,1) Modelinin Tahmin Sonucu

ARCH-LM testi yardımıyla ARMA(1,1) modelinin artıklarında ARCH etkisinin olup olmadığını test edersek,

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	6.350327	Prob. F(1,118)	0.0131
Obs*R-squared	6.128165	Prob. Chi-Square(1)	0.0133

Tablo 3.41 ARMA(1,1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu

H_0 : ARCH etkisi yoktur

H_1 : ARCH etkisi vardır

F hesap değeri, tablo kritik değerinden ($\chi^2_{0,05;1} = 3.841$) büyük olduğundan H_0 hipotezi reddedilir. Yani ARCH etkisi vardır. Bu yüzden ARCH denklemini oluşturulacaktır.

3.8.2.2. GTO Serisi için Uygun ARCH Modelinin Belirlenmesi

GTO serisi için uygun ARCH modelinin belirlenmesi için çeşitli ARCH modelleri oluşturulmuş ve hem katsayılarının istatistiksel anlamlılığı açısından hem de Akaike ve Schwarz bilgi kriterleri açısından en uygun model ARCH(1) olarak belirlenmiştir.

Dependent Variable: GTO Method: ML - ARCH (Marquardt) - Student's t distribution Date: 06/13/13 Time: 17:42 Sample (adjusted): 2003M02 2013M03 Included observations: 122 after adjustments Convergence achieved after 16 iterations Presample variance: backcast (parameter = 0.7) GARCH = C(1) + C(2)*RESID(-1)^2				
Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Variance Equation				
C	6.908400	2.423998	2.850002	0.0044
RESID(-1)^2	0.798843	0.286710	2.786240	0.0053
T-DIST. DOF	5.918037	3.432578	1.724079	0.0847
R-squared	-0.100377	Mean dependent var	-1.325785	
Adjusted R-squared	-0.091357	S.D. dependent var	4.201878	
S.E. of regression	4.389620	Akaike info criterion	5.440712	
Sum squared resid	2350.789	Schwarz criterion	5.509663	
Log likelihood	-328.8834	Hannan-Quinn criter.	5.468718	
Durbin-Watson stat	1.096799			

Tablo 3.42 GTO Serisi için ARCH(1) Modelinin Tahmin Sonucu

ARCH-LM testi yardımıyla ARCH(1) modelinin artıklarında ARCH etkisinin olup olmadığını test edersek,

Heteroskedasticity Test: ARCH			
F-statistic	0.401628	Prob. F(1,119)	0.5275
Obs*R-squared	0.407004	Prob. Chi-Square(1)	0.5235

Tablo 3.43 ARCH(1) Modeli için ARCH-LM Test İstatistiği Sonucu

H_0 : ARCH etkisi yoktur

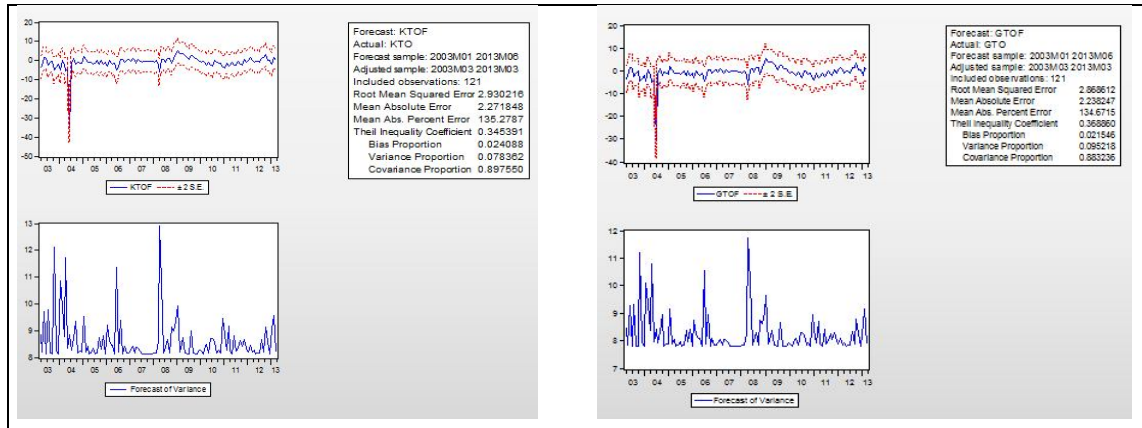
H_1 : ARCH etkisi vardır

F hesap değeri, tablo kritik değerinden ($\chi^2_{0,05;1} = 3.841$) daha küçük olduğundan H_0 hipotezi reddedilemez. Yani ARCH etkisi yoktur.

3.8.3. Öngörü Performansının Değerlendirilmesi

Modellerin öngörü performanslarının değerlendirilmesinde simetrik öngörü hatası istatistiklerinden yararlanılmaktadır. Simetrik hata istatistikleri, öngörülen volatilité ile gerçekleşen volatilité arasındaki farkların işaretini ve büyüklüğünü dikkate almaksızın modellerin öngörülerinin gerçekleşen değerlerle karşılaştırılmasında kullanılır. En çok kullanılan öngörü hatası istatistikleri; ortalama mutlak hata(mean absolute error-MAE), ortalama hata karesinin kökü(root mean square error-RMSE), ortalama mutlak yüzdelik hata(mean absolute percentage error-MAPE) ve Theil eşitsizlik katsayısıdır(Theil inequality coefficient-TIC). Bir modelin öngörüsünün başarılı olabilmesi için, TIC istatistiğinin sıfıra yakın olması, kovaryans bileşeninin mümkün olduğunca büyük, sapma ve varyans bileşenlerinin ise mümkün olduğunca küçük olması gereklidir.

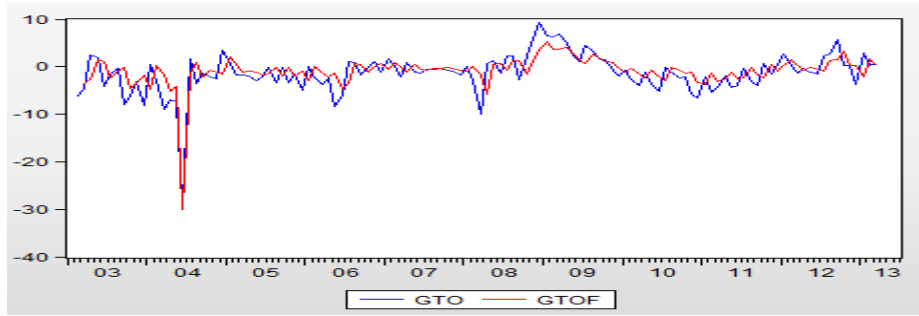
Öngörü modellerinin karşılaştırılmasında, başarılı bir modelin simetrik hata istatistiklerinden RMSE, MAE, MAPE ve TIC istatistiklerinin mümkün olduğunca küçük olması beklenir.



Grafik 3.27 KTO ve GTO Serileri için ARCH(1) Modelinin Öngörü Performanslarının Karşılaştırılması

KTO ve GTO serilerinden oluşan ARCH(1) modellerinin öngörü performans kriterlerini karşılaştırdığımızda, GTO serisinin simetrik öngörü istatistikleri; RMSE, MAE ve MAPE kriterleri KTO serisine göre daha minimumdur. Bu kriterlere göre öngörü performansı en başarılı olan model GTO serisi ile oluşturulmuş ARCH(1) modelidir.

Takip oranları serisinin 2003:01-2013:03 dönemine ait veriler modellerin tahmininde(estimation), 2013:04-2013:06 dönemine ait veriler ise modellerin öngörü(forecast) performanslarının değerlendirilmesinde kullanılmıştır. Tahmin edilen model ile 2013 yılının Nisan, Mayıs ve Haziran aylarına yönelik öngörülerde bulunulmuştur. Aşağıdaki grafikte GTO serisi ile öngörülen GTO serisinin dönem içi öngörülleri aynı grafik üzerinde görülmektedir.



Grafik 3.28 GTO Serisi ile Öngörü Serisinin Karşılaştırılması



Grafik 3.29 GTO Serisi için İleriye Yönelik Öngörü Grafiği

forecasted variable: gto (in levels)				
forecast range: [2013 M4, 2013 M6], T = 3				
time	lower CI	forecast	upper CI	std. err
2013 M4	-7.3337	-0.0401	7.2535	3.7213
2013 M5	-7.7604	-0.2121	7.3363	3.8513
2013 M6	-8.0956	-0.3612	7.3733	3.9462

Tablo 3.44 GTO Serisi için İleriye Yönelik Öngörü Tahmin Değerleri

Son aşama olan öngörü aşamasında, verilere en uygun bulunan ARCH(1) modelinin öngörüsü JMulTi programı ile yapılmış ve böylece 2013 yılının Nisan, Mayıs ve Haziran aylarına ilişkin sırasıyla -0.0401, -0.2121, -0.3612 değerleri tahmin edilmiştir.

SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

1990'lı yıllardan itibaren finansal piyasaların serbestleşmesi ile yetersiz görülen finansal denetime bağlı olarak ulusal, bölgesel veya küresel ölçekte meydana gelen bankacılık krizleri, IMF ve Dünya Bankası gibi uluslararası finansal kuruluşların küresel istikrarı korumaya ve ülkeler için finansal sistemdeki zayıflıkların tespit ve analiz edilmesine öncülük etmişlerdir.

Makroekonomik değişkenlerdeki gelişmelere bağlı olarak bankacılık sektöründe oluşabilecek olası riskleri önceden tespit etmede kullanılan en önemli araçlardan biri strest testleridir. Strest testleri gerçekleşme ihtimali düşük, ancak imkansız olmayan, etkisi ve şiddeti tek bir olay veya olaylar zincirinin muhtemelen sonuçlarının önceden görülmesine imkan sağlayan analizler bütünüdür. Strest testleri, bankacılık sektörünce taşınan; likidite riski, faiz riski, kur riski ve kredi riski üzerindeki etkileri ayrı ayrı veya bütün olarak ortaya koyacak şekilde uygulanır.

Dünya strest testi uygulamaları ile ilk olarak 1997-1998 güneydoğu Asya krizi sonrasında IMF ve Dünya Bankası tarafından başlatılan Finansal Sektör Değerlendirme Programı(FSAP) sayesinde tanışmıştır. Basel Bankacılık komitesi ilk önce 1996 yılında, daha sonra da 2004 yılında yayınladığı Basel II kredi riski düzenlemesinde strest testlerine, risk yönetim süreci ve sermaye yeterliliğinin önemli bir bileşeni olarak yer vermiştir.

2008 yılında ABD'de meydana gelen subprime mortgage finans krizinden sonra, pek çok gelişmiş ve gelişmekte olan ülkelerin merkez bankaları veya bankacılık denetim otoriteleri tarafından strest testleri uygulanmıştır. Burada önemli olan strest testlerinin sadece finans otoriteleri tarafından yapılmayıp, bankaların da kurumsal olarak kendi strest testlerini kredi portföy yapılarına uygun olarak belirli aralıklarla analiz yapmaları gerekmektedir.

Bu çalışmada, VAR yöntemi ile bir kredi riski modeli tahmin edilmiştir. Bankacılık sektörünün dayanıklılığına ilişkin önemli bir gösterge olan takip oranları serisinin, makroekonomik ortamdaki beklenmedik değişimler karşısındaki tepkileri analiz edilmiştir. Bu tahmin sonucunda elde edilen etki-tepki analizi sonucunda,

büyüme yi temsil eden sanayi üretim endeksi serisinde bir şok meydana geldiğinde bunun krediler üzerindeki etkisi kısa dönemde bankaların kredi kalitesini etkilemezken, orta vadede kredi kalitesini kötüleştirici bir etki yapmaktadır.

Analizin ana değişkenleri olan sanayi üretim endeksi(SUE) ve takip oranları(TO) serileri arasındaki nedensellik ilişkisinin varlığı ve yönünün belirlenmesi amacıyla Granger nedensellik testi uygulanmıştır. Elde edilen bulgular ile SUE ve TO arasındaki nedensellik ilişkisinin çift yönlü olduğu tespit edilmiştir.

VAR modelinden hareketle elde edilen etki-tepki analizi sonucuna göre, büyüme yi temsil eden sanayi üretim endeksi serisinde bir şok meydana geldiğinde bunun krediler üzerindeki etkisi kısa dönemde bankaların kredi kalitesini etkilemezken, orta vadede kredi kalitesini kötüleştirici bir etki yaptığı sonucuna ulaşılmıştır. Ayrıca tüketici kredilerine uygulanan faiz oranlarındaki bir değişiklik takip oranlarını kısa vadede etkilemezken, on aylık dönem itibariyle düşürücü bir etki yaptığı gözlenmiştir.

Çalışmanın son bölümünde zaman serisi modellemesinde kullanılan ve uygun bir öngörü yöntemi olan Box-Jenkins(BJ) yöntemi ile takip oranları serisi modellenmeye çalışılmıştır. Box-Jenkins yöntemi, serinin bütünüyle kendi geçmiş bilgisine dayanarak tahmin yapmaya yöneliktir. Başarılı bir öngörü için yöntemin safhaları uygulanarak verilere en uygun veri üretme süreci bulunmuştur. Takip oranları serisi, basit getiri(KTO) ve sürekli getiri(GTO) olmak üzere iki farklı seri üzerinden modellenmiştir. Box Jenkins(BJ) yöntemi kullanılarak takip oranları serisinin ARCH(1) yapısında olduğu tespit edilmiştir. Bu modelin parametre tahminleri yapılarak modelin uygun olup olmadığı test edilmiştir.

GTO serisine(sürekli getiri) uygun olduğu düşünülen ARCH(1) modeli hata terimlerinin saf hata terimi özelliklerine sahip olup olmadığı araştırılmış ve hata terimlerinin saf hata terimi özelliği taşıdığı testler ve grafik analizi yardımıyla ortaya konulmuştur. Böylelikle öngörü için kurulan modelin doğruluğu desteklenmiş olup uygunluk testi sonucunda tahmin denkleminin öngörü için uygun olduğu anlaşılmıştır. Öngörü serisinin grafiğine bakıldığında da model seçiminin doğruluğu görülmüştür. Son aşama olan öngörü aşamasında, verilere en uygun bulunan ARCH(1) modelinin

öngörüsü yapılmıştır. Böylece 2013 yılının Nisan, Mayıs ve Haziran aylarına ilişkin sırasıyla -0.0401, -0.2121, -0.3612 değerleri tahmin edilmiştir. Kredi takip oranlarının volatilité modelinin önraporu sonucunda, 2013 yılının ikinci çeyreğinde düşüş eğiliminde olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu durum kişilerin gelirleri, faiz oranları ve bankaların daha dikkatli kredi vermeye başlaması gibi etmenlere bağılı olarak gerçekleştiğini söyleyebiliriz.

KAYNAKÇA

Albayrak, Ali Sait. **Uygulamalı Çok Değişkenli İstatistik Teknikleri**. Ankara: Asil Yayın. 2006.

Alkin Emre, Tuğrul Savaş ve Vedat Akman. **Bankalarda Risk Yönetimine Giriş**. 1. Basım. İstanbul: Çetin Matbaacılık, 2011.

Altaş, Dilek. **İstatistiksel Analiz**. 1. Basım. İstanbul: Beta Yayınevi, Şubat 2013.

Altay, Erdinç. **Sermaye Piyasası'nda Varlık Fiyatlama Teorileri**. 1. Basım. İstanbul: Derin Yayınları, 2004.

Altıntaş, Ayhan. **Kredi Kayıplarının Makroekonomik Değişkenlere Dayalı Olarak Tahmini ve Strest Testleri**. Yayın No:281. İstanbul: Türkiye Bankalar Birliği, 2012.

Aloğlu, Ziya Tunç. **Bankacılık Sektörünün Karşılaştığı Riskler ve Bankacılık Krizleri Üzerindeki Etkileri**. TCMB. Uzmanlık Yeterlilik Tezi. Ankara. Mart 2005.

Babuşcu, Şenol. **Bankacılıkta Risk Derecelendirmesi ve Türk Bankacılık Sektörüne Uygulanması**. SPK Yayınları. No:94. Ankara, 1997.

BCBS. **International Convergence of Capital Measurement and Capital Standarts**. June 2006. <http://www.bis.org/publ/bcbs128.pdf>

BDDK. (2002). **Bankacılık Sektörü Yeniden Yapılandırma Programı GelişmeRaporu(V)**.http://www.bddk.org.tr/WebSitesi/turkce/Raporlar/Diger_Raporlar/1523BSYYP_Gelisme_112002.pdf

BDDK. (2004). **Basel II Sayısal Etki Çalışması(QIS-TR) Değerlendirme Raporu**. <http://www.bddk.org.tr/WebSitesi/turkce/Basel/1254QIS-TR.pdf>

BDDK. (2006). **Bankaların İç Sistemleri Hakkında Yönetmelik** http://www.bddk.org.tr/websitesi/turkce/mevzuat/bankacilik_kanununa_iliskin_duzenlemeler/11013bankalarin_ic_sistemleri_hakkinda_yonetmelik_24_02_2011.pdf

BDDK. (2007). **Sermaye Ölçümü ve Sermaye Standartlarının Uluslararası Düzeyde Uyumlaştırılması**. <http://www.bddk.org.tr/websitesi/turkce/basel/3370basel-iikapsamli.pdf>

BDDK.(2012). **Bankaların Sermaye Yeterliliğinin Ölçülmesine ve Değerlendirilmesine İlişkin Yönetmelik**.

BDDK.(2012). **Finansal Piyasalar Raporu**.
http://www.bddk.org.tr/WebSitesi/turkce/Raporlar/Finansal_Piyasalar_Raporlari/11902fpr_aralik2012_29032013bb.pdf

Beşe, Evrim. **Finansal Sistem Strest Testi Uygulamaları ve Türkiye Örneği**. TCMB. Uzmanlık Yeterlilik Tezi. Ankara. Eylül 2007.

Beşer, Mustafa Kemal. **Zaman Serilerinde Bootstrap Çözümlemesi ve Türkiye’de Tanzi Etkisine Uygulaması**. Marmara Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. 2006.

Blundell Adrian ve Patrick Slovik. **The EU stress test and sovereign debt exposures**. OECD çalışma raporu. No: 4. Ağustos 2010.
<http://www.oecd.org/finance/financial-markets/45820698.pdf>

Bolgün, K. Evren ve M. Barış Akçay. **Risk Yönetimi**. 2. Basım. İstanbul: Scala Yayıncılık, 2005.

Candan, Hasan ve Alper Özün. **Bankalarda Risk Yönetimi ve Basel II**. 2. Baskı. İstanbul: Türkiye İş Bankası Kültür Yayınları, 2009.

Cangürel, Ozan. **Basel II Kapsamında Kredi Riskinin Ölçümünde Otorite Etkinliği: Türkiye İçin Alternatif Bir Öneri**. Türkiye Bankalar Birliği. Yayın No:282. İstanbul, 2012.

Çepni, Elif. **Ekonomik Göstergeler ve İstatistikler Rehberi**. 4. Basım. Ankara: Seçkin Yayıncılık, 2010.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1979). “**Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root**”, Journal of the American Statistical Association, Vol. 74.

Dickey, D. A. ve Fuller, W. A. (1981). **Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root**. Econometrica Vol.49, No.4, pp.1057-1072.

Dickey, D. A., Hasza, D.P. ve Fuller, W.A. (1984). **Testing for Unit Roots in Seasonal Time Series**. Journal of The American Statistical Association. Vol:79. s. 355-367.

Elton, Edwin J. ve Martin J. Gruber. **Modern Portfolio Theory, 1950 to date**. Journal of Banking&Finance. Vol: 21. 1997.

Enders, Walter. **Applied Econometric Time Series**. 3. Basım. Alabama: Wiley Yayıncılık, 2010.

Eratay, Sertan. **Kredi Riski Tanımı, Ölçüm Yöntemleri ve Modelleri**. Bankacılık ve Finans Dergisi. Sayı:31. Temmuz-Ağustos. 2003.

Ergül, Kerem. **Bankaların Maruz Kaldıkları Piyasa Riskinin RMD Modelleri ile Ölçülmesi**. İstanbul Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. 2008.

Fallon, William. **Calculating Value at Risk**. Financial Institutions Center. 1996.

FED. **Comprehensive Capital Analysis and Review: Methodology and Results for Stress Scenario Projections**. Mart, 2012. <http://www.federalreserve.gov/newsevents/press/bcreg/bcreg20120313a1.pdf>

Granger, C.W.J. ve Paul Newbold (1986). “**Forecasting Economic Time Series, Economic Theory, Econometrics and Mathematical Economics**”, Second Edition, New York, Harcourt Brace Jovanovich.

Gordy, Michael B. **A Comparative Anatomy of Credit Risk Models**. Board of Governors of the Federal Reserve System. Aralık. 1998.

Göktaş, Özlem, **Teori ve Uygulamalı Zaman Serileri Analizi**. 1. Basım. İstanbul: Beşir Kitabevi, 2005.

Görmezöz, Gökten. **Türkiye Ekonomisinde Yaşanan Dalgalanmaların İstihdam Üzerindeki Etkisi ve Olumsuz Etkilerin Azaltılmasına Yönelik Önlemler**. Çalışma ve Sosyal Güvenlik Bakanlığı. Uzmanlık Tezi. Ankara, 2007.

Gujarati, Damodar N. Ve Dawn C. Porter. **Temel Ekonometri**. 5. Basım. İstanbul: Literatür Yayınları, 2012.

Güriş, Selahattin ve Ebru Çağlayan. **Ekonometri Temel Kavramlar**. 3. Basım. İstanbul: Der Yayınları, 2010.

Hamilton, James. **A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle**. Ecnometrica. Vol.57. p.357-384. 1989.

Hoggarth, Glenn, Steffen Sorensen ve Lea Zicchino. **Strest Tests on UK Banks Using A Var Approach**. Bank of England. Sayı:282. Kasım 2005. <http://www.bankofengland.co.uk/publications/Documents/workingpapers/wp282.pdf>

Hylleberg S., R.F. Engle, C.W.J. Granger ve B.. Yoo(1990). **Seasonal Integration and Cointegration**. Journal of Econometrics. Vol:44. s. 215-238.

IMF; (2007). **Turkey: Financial System Stability Assessment**. IMF Country Report No:07/361, <http://www.imf.org/external/pubs/ft/scr/2007/cr07361.pdf>

IMF; **Financial Sector Assessment Program: Frequently Asked Questions**. <http://www.imf.org/external/np/fsap/faq/>

IMF. **Global Financial Stability Report**, Market Developments and Issues, World Economic&Financial Surveys. Nisan 2013. <http://www.imf.org/External/Pubs/FT/GFSR/2013/01/pdf/text.pdf>

Johnston J. ve J. Dinardo. **Econometric Methods**. 4. Basım. New York: McGraw Hill International Kitabevi. 1997.

Kaval, Hasan. **Bankalarda Risk Yönetimi**. 1. Baskı. Ankara: Yaklaşım Yayınları, 2000.

Kayalı, Nilgün ve Aslı Çümen. **Basel II Sürecinde Kredi Derecelendirme ve Bir Tekstil İşletmesinde Uygulaması**. Celal Bayar Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi. Cilt:8. Sayı:2. 2011.

Lütkepohl, Helmut ve Markus Krazig. **Applied Time Series Econometrics**. 1. Basım. Cambridge: Cambridge University Press, 2004.

Lütkepohl, Helmut. **New Introduction to Multiple Time Series Analysis**. 2. Basım. Berlin: Springer, 2007.

Maddala, G.S. ve Kajal Lahiri. **Introduction to Econometrics**. 4. Basım. Glasgow: Wiley Yayıncılık, 2009.

Mandacı, Pınar Evrim. **Türk Bankacılık Sektörünün Taşıdığı Riskler ve Finansal Krizi Aşmada Kullanılan Risk Ölçüm Teknikleri**. Dokuz Eylül Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi. Cilt:5. Sayı:1. 2003. s.67-84.

Mazıbaşı, Murat. **İMKB Piyasasındaki Volatilitenin ve Asimetrik Fiyat Hareketlerinin Modellenmesi ve Öngörülmesi: GARCH Uygulaması**. İTÜ. 8. Ulusal Finans Sempozyumu. İstanbul, 2004.

Morgan, J.P. **RiskMetrics-Technical Document**. 4. Basım. 1996.

Oktaç, Sadiye ve Halime Temel. **Basel II Kriterleri Ekseninde Ticari Bankalarda Kredi Riski Yönetiminin Karşılaştırılmasına Yönelik Bir Saha Çalışması**. ZKÜ Sosyal Bilimler Dergisi. Cilt:3. Sayı:6. 2007. s.163-185.

Öker, Ayşegül. **Ticari Bankalarda Kredi ve Kredi Riski Yönetimi-Bir Uygulama**. Marmara Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. Doktora Tezi. 2007.

Parasız, İlker. **Para, Banka ve Finansal Piyasalar**. 7. Basım. Bursa: Ezgi Kitabevi. 2005.

Perron, Pierre. **The Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis**. Econometrica 57(Nov. 1989), p.1361-1401.

Phillips, P.C.B. **Time Series Regression with a Unit Root**. Econometrica. Vol.55. p.277-301. 1987.

Phillips, Peter ve Pierre Perron, 1988. **Testing for a Unit Root in a Time Series Regression**. Biometrika, Vol.75, p.335-346.

Serper, Özer. **Uygulamalı İstatistik II**. 4. Basım. Bursa: Ezgi Kitabevi, 2000.

Sevüktekin, Mustafa ve Mehmet Nargeleçekenler. **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi: E-Views Uygulamalı**. 3. Basım. Ankara: Nobel Yayın Dağıtım, 2010.

Saltoğlu, Burak. **Finansal Düzenlemelerin Geleceği ve Türk Bankacılık Sektörüne Olası Etkileri**. BDDK 8. Kuruluş Yıldönümü. http://www.bddk.org.tr/websitesi/turkce/kurum_bilgileri/yil_donumu/5305saltoglu-sunus.pdf

Set, Aykut. **Basel II Çerçevesinde Kredi Riski Modellemesi**. Gazi Üniversitesi. Fen Bilimleri Enstitüsü. Yüksek Lisans Tezi. Ekim, 2007.

Seyidoğlu, Halil. **Bilimsel Araştırma ve Yazma El Kitabı**. 9. Basım. İstanbul: Güzem Can Yayınları, 2003.

Sims, Christopher A. (1980). **“Macroeconomics and Reality,”** Econometrica. Vol:48, No:1, pp. 1-48.

Tarı, Recep. **Ekonometri**. 7. Basım. Kocaeli: Umuttepe Yayınları, 2011.

Teker, Dilek. **Bankalarda Operasyonel Risk Yönetimi**. 1. Baskı. İstanbul: Literatür Yayıncılık, 2006.

Tuncer, Ebru. **Risk Yönetimi, Sermaye Yeterliliği ve Finansal Sektör İstikrarı Çerçevesinde Strest Testleri**. Bankacılar Dergisi. Sayı:57. 2006.

Türkiye Bankalar Birliği. **Risk Yönetimi ve Basel II'nin Kobilere Etkileri**. 2. Baskı. Yayın No:238. İstanbul, 2005.
http://www.tbb.org.tr/Content/Upload/Dokuman/821/Konferans_KOBI_Kitapcigi.pdf

Türkiye Bankalar Birliği. **Kredi Riski Modelleri**. Bankacılar Dergisi. Sayı:57. 2006. http://www.tbb.org.tr/Dosyalar/Arastirma_ve_Raporlar/kredi_riski_modelleri.pdf

Uygur, Ercan. (2001). **Krizden Krize Türkiye: 2000 Kasım ve 2001 Şubat Krizleri**. Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi. s.4-16.

Ünsal, Erdal M. **Makro İktisat**. 7. Basım. Ankara: İmaj Yayıncılık, 2007.

Yalçınkaya, Julide ve Aykut Ekinci. **Bankalarda Faiz Oranı Riskinin Ölçülmesi**. Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi. Cilt 8. Sayı 1. 2007. s.21.

Yavuz, Nilgün Çil. **Türkiye’de Turizm Gelirlerinin Ekonomik Büyümeye Etkisinin Testi: Yapısal Kırılma ve Nedensellik Analizi**. Doğu Üniversitesi Dergisi. Temmuz, 2006. s.162-171.

Yılmaz, Songül. **Ticari Bankalarda Kredi Portföyü ve Kredi Riski Yönetimi-Bankacılık Sektöründe Bir Uygulama**. Kadir Has Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. 2011.

Yüksel, Özlem. **Makroekonomik Değişkenlere Dayalı Kredi Riski Modellemesi ve Strest Testi Analizi**. TOBB Ekonomi ve Teknoloji Üniversitesi. Sosyal Bilimler Enstitüsü. Nisan, 2011.

Zivot, Eric ve Donald W. K. Andrews. **Further Evidence on the Great Crash, the Oil Price Shock and the Unit Root Hypothesis**. Journal of Business & Economic Statistics. Vol. 10. No. 3. (1992). pp. 251-270.

İnternet Kaynakları

www.bddk.org.tr

<http://www.federalreserve.gov/>

www.imf.org

www.tbb.org.tr

www.tcmb.gov.tr

Finansal İstikrar Değerlendirme Raporları(FSAP)

<http://www.imf.org/external/NP/fsap/fsap.aspx>

<http://www.riskonomi.com/wp/?p=1068> (Avrupa Denetim Otoritesi tarafından yapılan strest testi sonuçları)

ÖZGEÇMİŞ

29.01.1985 tarihinde İstanbul'da doğdum. 2003 yılında Bakırköy Sabri Çalışkan Lisesi'nden mezun oldum. 2008 yılında ise Marmara Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Bölümünden ikincilik ile mezun oldum. 2010 yılında Recep Tayyip Erdoğan Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Ekonometri Anabilim Dalı'na ÖYP araştırma görevlisi olarak atandım. 2011 yılından beri de Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Ekonometri Yüksek Lisans Programına devam etmekteyim.