

**TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN
SWARCH YÖNTEMİ İLE ANALİZİ**

**Pamukkale Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Yüksek Lisans Tezi
İktisat Anabilim Dalı**

Ayşe AKMAN

Danışman: Yrd. Doç. Dr. Bülent GÜLOĞLU

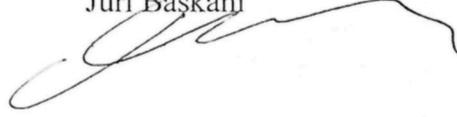
**Temmuz-2007
DENİZLİ**

YÜKSEK LİSANS TEZİ ONAY FORMU

Felsefe Anabilim Dalı, Sistematik Felsefe ve Mantık Bilim Dalı öğrencisi Fazıl DERBEDER tarafından Prof. Dr. Mehmet AKGÜN yönetiminde hazırlanan “**Platon ve Aristoteles’te Ruh Beden Problemi ve Karşılaştırılması**” başlıklı tez aşağıdaki jüri üyeleri tarafından 06.07.2007 tarihinde yapılan tez savunma sınavında başarılı bulunmuş ve Yüksek Lisans Tezi olarak kabul edilmiştir.

Yrd. Doç. Dr. Milay KÖKTÜRK

Jüri Başkanı



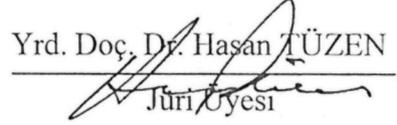
Prof. Dr. Mehmet AKGÜN

Jüri Üyesi (Danışman)



Yrd. Doç. Dr. Hasan TÜZEN

Jüri Üyesi



Pamukkale Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü Yönetim Kurulu'nun
17.05.07. tarih ve ...16/01... sayılı kararıyla onaylanmıştır.

Doç. Dr. Mehmet MEDER
Müdür



ETİK SAYFA

Bu tezin tasarımı, hazırlanması, yürütülmesi, arařtırmalarının yapılması ve bulguların analizlerinde bilimsel etięe ve akademik kurallara özenle riayet edildiđini; bu çalışmanın doğrudan birincil ürünü olmayan bulguların, verilerin ve materyallerin bilimsel etięe uygun olarak kaynak gösterildiđini ve alıntı yapılan çalışmalara atfedildiđini beyan ederim.

Imza : 
Öğrenci Adı Soyadı : Avse AKMAN

TEŐEKKÜR

Öncelikle tez danışmanlığımı yapan Yrd. Doç. Dr. Bülent GÜLOĐLU'na, tez jürimde bulunan Yrd. Doç. Dr. Şakir GÖRMÜŐ ve Yrd. Doç.Dr. Mehmet İVRENDİ'ye sonsuz teşekkür ederim.

Ayrıca, tez süresince manevi desteklerini esirgemeyen aileme, sevgili ablam Dr. Hatice AKMAN'a ve can dostum Elif TOPTANI'ya teşekkür ederim.

ÖZET**TÜRKİYE'DE DÖVİZ KURU VOLATİLİTESİNİN SWARCH YÖNTEMİ İLE ANALİZİ**

Akman, Ayşe
Yüksek Lisans Tezi, İktisat ABD
Tez Yöneticisi:Yrd. Doç. Dr. Bülent GÜLOĞLU

Temmuz 2007, 116 Sayfa

1980'li yılların ortalarından itibaren başlayan ve 1990'lı yıllarda hızlanan küreselleşme eğilimiyle şekillenen yeni ekonomik yapıda, karşılıklı birbirine bağlı ve dış şoklara oldukça duyarlı ulusal ekonomik yapılar oluşmuştur. Bu küreselleşme hareketi birçok ülkenin dalgalı döviz kuru rejimini benimsemesine neden olmuştur. Dalgalı döviz kuru rejiminin döviz kurları belirsizliğini arttırdığına dair argümanlar ortaya atılmıştır. Döviz kuru oynaklığının uluslararası ticaret hacmi üzerindeki etkileri, hem ampirik alanda hem de teorik alanda araştırma konusu olmuştur. Bu çalışmada, Mart 2001 ve Mart 2007 tarihleri arası dönemde Türkiye'de nominal döviz kurundaki (TL/\$) oynaklık ARCH, GARCH ve SWARCH modelleri kullanılarak tahmin edilmiştir. İncelenen dönem dövizin dalgalanmaya bırakıldığı döneme karşılık gelmektedir.

İlk olarak ARCH ve GARCH modelleri kullanılarak döviz kuru oynaklığı tahmin edilmiş bu modellerin eksiklikleri ortaya konmuştur. Daha sonra bu eksiklikleri gidermek için geliştirilmiş olan SWARCH modeli ile döviz kuru oynaklığı yeniden tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları Türkiye ve dünyada yaşanan çeşitli ekonomik ve siyasal olayların döviz kuru oynaklığını etkilediğini ve bu oynaklık dönemlerinin kısa süreli olduğunu göstermiştir.

Anahtar Kelimeler: Döviz Kuru Oynaklığı, ARCH, GARCH, Markow Dönüşümlü ARCH (SWARCH).

ABSTRACT**ANALYSIS OF EXCHANGE RATE VOLATILITY BY SWARCH METHOD IN
TURKEY****Akman, Ayşe****M.Sc.Thesis in Economy****Supervisor: Asist.. Yrd. Doç.Dr. Bülent GÜLOĞLU****July 2007, 116 Pages**

Starting in the middle of 1980s, the globalization movement has been accelerated in 1990s. The tendency of globalization through worldwide has caused national economies to be interdependent and sensitive to the exogenous shocks. This globalization movement led the most of the countries to adopt the floating exchange rate regime. However there are numbers of arguments stating that the floating exchange rate regime may increase the uncertainty about exchange rate. There are number of studies that analyze the effect of exchange rate volatility on foreign trade both theoretically and empirically. This study examines the volatility of exchange rate (YTL/\$) using ARCH, GARCH and SWARCH techniques and covers the period March 2001-March 2007. The data is measured weekly. This period corresponds to the floating exchange rate regime.

First, the volatility of exchange rate is estimated by ARCH and GARCH methods and the shortcomings of these methods are demonstrated. Then to overcome the shortcomings of ARCH and GARCH methods, the volatility of exchange rate is re-estimated by SWARCH method. The results show that the politics and economics events in Turkey and in the world affect the volatility of exchange rate and the volatility periods are short lived.

Key Words: Exchange Rate Volatility, ARCH, GARCH, Markow Switching
ARCH.

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	i
ABSTRACT.....	ii
İÇİNDEKİLER.....	iii
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	v
TABLOLAR DİZİNİ.....	vi
GİRİŞ.....	1

BİRİNCİ BÖLÜM DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ ÖNEMİ

1.1. DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI VE TİCARET ARASINDAKİ İLİŞKİ.....	5
1.2.MERKEZ BANKASI MÜDAHALELERİ VE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI.....	11

İKİNCİ BÖLÜM OYNAKLIĞIN ÖLÇÜLMESİNDE KULLANILAN YÖNTEMLER

2.1.STANDART SAPMA.....	14
2.2.ÜSTEL AĞIRLIKLANDIRILMIŞ HAREKETLİ ORTALAMA (EWMA).....	16
2.3.ARCH/GARCH MODELLERİ.....	17

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH) VE GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF DEĞİŞEN VARYANS (GARCH) MODELLERİ

3.1. ARCH MODELİ.....	20
3.1.1. ARCH Modelinin Tanımı.....	20
3.1.2. ARCH Süreci.....	21
3.1.3. Modelin Kısıtları.....	27
3.2.GARCH MODELİ.....	29
3.2.1.GARCH(p, q) Modellerinin Tanımı.....	30
3.2.2.Modelin Kısıtları ve Durağanlık Koşulları.....	31
3.2.3.GARCH Modelinin En Çok Olabilirlik Tahmini.....	33
3.2.4.GARCH Testi.....	36
3.3.BİRİM KÖK SÜRECİ.....	38
3.3.1.Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi.....	43
3.3.2.Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi.....	47
3.3.3. Phillips-Perron Testi	50
3.3.4.Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi.....	52
3.4.BOX-JENKINS YAKLAŞIMI.....	55
3.4.1.Modelin Belirlenmesi.....	55
3.4.2.Parametre tahminleri.....	57

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM
GARCH MODELİ'NİN UZANTILARI VE MARKOV-DÖNÜŞÜMLÜ ARCH
(SWARCH) MODELİ

4.1. ÜSTEL GARCH (EGARCH) MODELİ.....	59
4.2. BÜTÜNLEŞMİŞ GARCH (IGARCH) MODELİ.....	60
4.3. ORTALAMADAKİ ARCH (ARCH-M) MODELİ.....	62
4.4. ORTALAMADAKİ GARCH (GARCH-M) MODELİ.....	63
4.5. EŞİKSEL GARCH (TGARCH) MODELİ.....	64
4.6. MARKOV-DÖNÜŞÜMLÜ OTOREGRESİF DEĞİŞEN VARYANS (SWARCH) MODELİ.....	64

BEŞİNCİ BÖLÜM
VERİLER VE AMPİRİK ANALİZ

5.1. BİRİM KÖK TESTLERİ SONUÇLARI.....	72
5.1.1. Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi Sonuçları.....	72
5.1.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi Sonuçları.....	73
5.1.3. Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi Sonuçları...	74
5.2. BOX-JENKINS YAKLAŞIMI SONUÇLARI.....	76
5.3. UYGUN ARCH ve GARCH MODELİNİN BELİRLENMESİ.....	76
5.4. SWARCH TAHMİNLERİ.....	79
SONUÇ.....	88
KAYNAKLAR.....	91
EKLER.....	98
ÖZGEÇMİŞ.....	116

ŞEKİLLER DİZİNİ

	Sayfa
Şekil 5.1. TL/\$ paritesinin yıllara göre aldığı değerler.....	71
Şekil 5.2. Orijinal LDK serisi ve SWARCH(2, 2) ile tahmin edilen LDK serisi...	82
Şekil 5.3. Haftalık Nominal Döviz kuru değerleri, Normal SWARCH(2, 2) ile Tahmin edilen Rejim 1 ve Rejim 2 düzeltilmiş olasılıkları.....	83
Şekil 5.4. Haftalık Nominal Döviz kuru değerleri, Student-t SWARCH(2, 2) ile Tahmin edilen Rejim 1 ve Rejim 2 düzeltilmiş olasılıkları.....	86

TABLULAR DİZİNİ

	Sayfa
Tablo 3.1: ACF ve PACF'nin teorik davranışları.....	57
Tablo 5.1: LDK serisi için ADF birim kök testi sonuçları.....	73
Tablo 5.2: LDK serisi için PP birim kök testi sonuçları.....	74
Tablo 5.3: LDK serisi için KPSS birim kök testi sonuçları.....	75

GİRİŞ

Uluslararası finansal piyasalarda son 20-25 yılda yaşanan çalkantılar ile riskten korunma ve spekülâtif gelir elde etme amacına yönelik faaliyetler finansal piyasalardaki hareketlerin tahmin edilmesine olan ilgiyi artırmıştır. Finansal piyasalardaki oynaklığın (volatilité) nedenlerinin belirlenmesi ve bu hareketlerin önceden öngörülmesi bu piyasalarda finansal başarının vazgeçilmez koşullarından birisi haline gelmiştir.

Belirsizliğin analiz edilmesi için öncelikle onun ölçülmesi gerekir. Belirsizlik, ilgilenilen değişkenlerin oynaklıkları cinsinden ölçülür. Döviz kurları, faiz oranları, enflasyon ve borsa endeksleri gibi değişkenlerin oynaklıkları onların beklenen değerlerinden ne kadar saptıklarının bir ölçüsüdür. Ekonomide yaşanan hızlı değişimler oynaklığın artmasına neden olmaktadır. Bu değişmelerin beraberinde getireceği beklenmedik olaylara karşı korunmak için oynaklığın iyi tahmin edilmesi çok önemlidir.

Finansal piyasalardaki aşağı ve yukarı yönlü hareketler ile bu hareketlerin büyüklüğü konusunda yapılan çalışmalar, birçok tekniğin geliştirilmesini de beraberinde getirmiştir. Mandelbrot (1963), finansal piyasalarda işlem gören finansal varlıkların fiyatlarındaki büyük miktârlı değişimleri büyük miktârlı, küçük miktârlı değişimleri de yine küçük miktârlı değişimlerin takip ettiğini, diğer bir ifade ile oynaklık kümelenmelerinin (volatility clustering) oluştuğunu ifade etmiştir. Bu durum, finansal değişkenlerin en önemli karakteristik özelliği olan statik olmayıp dinamik olma (zaman içinde değişme) özelliğini ön plana çıkarmaktadır.

Bilindiği gibi oynaklığın bir ölçüsü olan varyansın sabit olduğu varsayılmakta idi. Ancak döviz kuru, faiz oranı, enflasyon gibi değişkenler sabit varyanslı değildir. Dolayısıyla risk ve belirsizlik kavramlarına artan ilgi nedeniyle sabit varyans varsayımı üzerine kurulan geleneksel zaman serisi modelleri yeterli olmamaya başlamış bu nedenle değişen varyans yapısına izin veren modelleme teknikleri geliştirilmiştir. Bu gelişmelerden önce çoğu makroekonometrik ve finansal zaman serisi modelleri koşullu birinci momentler üzerinde odaklanmıştı. Yeni geliştirilen modelleme tekniklerinden

sonra, bu alanda çalışma yapan arařtırmacılar belirsizliğin zamandaki deęişimini ikinci veya daha yüksek dereceden momentler ile modellemeye başlamışlardır.

Sonuç olarak finansal piyasaların bu dinamik özelliğinin daha iyi anlaşılması ve zaman içinde deęişen oynaklığın tahmin edilebilmesi amacıyla Engle (1982) tarafından Otoregresif Koşullu Deęişen Varyans (ARCH) modeli geliştirilmiş, bu model Bollerslev (1986) tarafından geliştirilerek Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli olarak adlandırılmıştır.

ARCH modelleri ile yapılan çalışmalarda deęişkenlerin öngörü performanslarının düşük olduđu ve aynı zamanda çok da inandırıcı olmayan yüksek dirençlilik (persistence) gözlenmiştir. Bu sorunlar ARCH sürecindeki yapısal deęişikliklere bağlanmıştır. Yüksek tahmin edilen dirençlilik parametresinin, varyans sürecindeki örneklem boyunca oluşan yapısal deęişiklikleri yansıtabileceği düşünülmüştür. Bunlar arařtırmacıları parametrelerinin bazen deęişebildiği bir ARCH süreci spesifikasyonu arařtırmaya mecbur etmiştir. Hamilton (1989) tarafından geliştirilen Dönüşümlü Otoregresif Deęişen Varyans (Switching ARCH: SWARCH) modeli bu sorunları ortadan kaldırmıştır.

Bu çalışmanın amacı Türkiye’de Mart 2001 ve Mart 2007 yılları arasında nominal döviz kuru deęerlerini kullanarak SWARCH modeli ile oynaklığın tahmin edilmesidir. Bu tahminler önce ARCH ve GARCH modelleri kullanılarak yapılmıştır. Hem bu modellerin eksikliklerini göstermek hem de konu ile ilgili en yeni teknik olduğundan SWARCH tercih edilmiştir.

Beş bölümden oluşan tezin ilk bölümünde oynaklığın önemi üzerinde durulmuştur. Bu bölümde döviz kuru oynaklığı ile ticaret arasındaki ilişkiler ayrıntılı bir şekilde anlatılmış, döviz kuru oynaklığına merkez bankalarının yaptıkları müdahalelerin neden ve sonuçlarına da değinilmiştir.

İkinci bölümde döviz kuru oynaklığının ölçümünde kullanılan yöntem ve modeller üzerinde durulmuştur. İlk olarak varyans ölçümünde kullanılan ilk yöntem olan Standard Sapma yöntemi açıklanmıştır. Standard sapma veya standard sapmanın karesi olarak tanımlanan varyans, oynaklığın hesaplanması için bir ölçüdür. Standard

Sapma yönteminden sonra Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (EWMA) yöntemi açıklanmıştır. Bu yaklaşımda zaman-değişimli oynaklığın hesaplanmasında üstel ağırlıklı hareketli ortalamalar kullanılmaktadır. Son olarak Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) ve Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelleri kısaca tanıtılmıştır.

Üçüncü bölümde oynaklığın ölçülmesinde kullanılan ARCH ve GARCH modellerinin teorik çerçevesi ayrıntılı bir şekilde açıklanmıştır. Ayrıca bu bölümde, bir zaman serisinin durağan olup olmadığının belirlenmesinde kullanılan birim kök testleri anlatılmıştır. Bu testlerden sonra zaman serisi ile model kurulurken gerçekleşen verilere en uygun ARIMA veri üretme sürecini bulma yöntemi olan Box-Jenkins (1976) yaklaşımı açıklanmıştır.

Dördüncü bölümde ARCH ile birlikte özellikle ekonometri ve finans alanlarında geniş uygulama alanı bulan Üstel GARCH (EGARCH), Bütünleşmiş ARCH (IGARCH), Ortalamadaki ARCH (ARCH in Mean), Ortalamadaki GARCH (GARCH in Mean) Eşiksel GARCH (TGARCH) modelleri kısaca tanıtılmıştır. Ayrıca Markov-Dönüşümlü ARCH (SWARCH) modeli'nin teorik yapısı bu bölümde anlatılmıştır.

Beşinci bölümde kullanılan veriler ve ampirik uygulamaların sonuçları yer almaktadır. Öncelikle nominal döviz kuru serisine uygulanan Genişletilmiş Dickey-Fuller Birim Kök Testi (ADF), Phillips-Perron Birim Kök Testi (PP) ve Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testlerinin sonuçları verilmiştir. Nominal döviz kurunun birim kök içerdiği hipotezi ADF ve PP test sonuçlarına göre red edilirken, döviz kuru serisinin durağan olduğu hipotezi KPSS test sonuçlarına göre teyit edilmiştir. Serinin durağanlığının tespitinden sonra Box-Jenkins (1976) metodolojisi takip edilerek uygun ARMA süreci tespit edilmiştir.

Nominal döviz kuru serisinin bütünleşme (homojenlik) derecesini (d) belirlemek için ayrıca otokorelasyon fonksiyonuna bakılmış ve gecikme sayısı arttıkça anlamlı otokorelasyonların olmadığı yani otokorelasyonun azalarak kaybolduğu gözlenmiştir. Bu durumda orijinal nominal döviz kuru serisinin durağan olduğu bir kez daha kanıtlanmış, herhangi bir dönüştürmeye ihtiyaç olmadığı görülmüştür. En uygun ARMA spesifikasyonunun dereceleri p ve q için olası tanımlamayı yapabilmek

amacıyla durağan bir seri olan nominal döviz kuru serisinin hem otokorelasyon fonksiyonu hem de kısmi otokorelasyon fonksiyonu hesaplanmıştır. Çeşitli denemeler sonucunda en uygun süreç olarak ARMA(1, 1) seçilmiştir. Bu nedenle de $p = 1$, $q = 1$ olarak tanımlanmıştır. Bu süreç kullanılarak ARCH(1) ve GARCH(1, 1) modelleri tahmin edilmiştir. Modellerde ARCH etkisinin varlığının sınanması için Lagrange Çarpanı mekanizması ile geliştirilen ARCH-LM testi yapılmıştır. Test sonucunda ARCH etkisinin olmadığını savunan boş hipotez red edilmiştir.

Bu bölümde son olarak Nominal döviz kuru serisinin SWARCH tahminleri verilmiştir. Elde edilen tüm bulgular sonuç bölümünde değerlendirilerek tartışılmıştır.

BİRİNCİ BÖLÜM

DÖVİZ KURU OYNAKLIĞININ ÖNEMİ

Bu bölümde döviz kuru oynaklığı üzerinde durulacak, döviz kurundaki oynaklık ile ticaret arasındaki ilişkinin neden ve sonuçları anlatılacaktır. Son olarak da döviz kuru oynaklığına merkez bankalarının müdahale nedenleri ve bu müdahalelerin kurdaki oynaklığı nasıl etkilediği üzerinde durulacaktır.

1.1.DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI VE TİCARET ARASINDAKİ İLİŞKİ

1973 yılında, sanayileşmiş ülkelerin döviz kurlarını dalgalanmaya bırakması ile Bretton Woods sistemi yıkılmıştır. Yani döviz kuru kontrolleri terk edilmiş, geçici olarak uygulanan dalgalı döviz kuru rejimi süreklilik kazanmıştır. 1980'li yılların ortalarında başlayıp 1990'lı yıllarda hızlanan küreselleşme eğilimiyle yeni bir ekonomik yapı şekillenmeye başlamıştır. Hook ve Boon, bu yeni yapıda, karşılıklı birbirine bağlı ve dış gelişmelere oldukça duyarlı ulusal ekonomik yapıların oluştuğunu, bu ekonomik yapıda dalgalı döviz kuru rejiminin döviz kurları belirsizliğini arttırdığına dair argümanlar ortaya atıldığını ve döviz kuru oynaklığının uluslararası ticaret hacmi üzerindeki etkileri, hem ampirik alanda hem de teorik alanda araştırma konusu olduğunu belirtmişlerdir. Ayrıca Enflasyon oranı, faiz oranı ve ödemeler dengesinin daha değişken hale gelmesi, sermayenin uluslararası boyutta hareketlilik kazanması, teknolojik gelişmeler ve spekülasyonlar, döviz kuru oynaklığının kaynağını oluşturmuştur (Öztürk ve Acaravcı, 2002-2003: 199).

Clark vd. (2004), 1984'te IMF'in dünya ticaretinde döviz kuru oynaklığının etkisi hakkında yaptığı Gümrük Tarifeleri ve Ticaret Genel Anlaşması (General Agreement on Tariffs And Trade: GATT)'na değinmiş, bu anlaşmadan sonra dünyada döviz piyasalarında yaşanan gelişmelerden bahsetmiştir. Bu çalışma korumacılık yanlısı baskılardaki bir artış, önemli paralar arasındaki büyük döviz kuru hareketleri ve dünya ticaretinde anlamlı bir durgunluk nedeniyle yapılmıştır. Bu gelişmelerin bazıları yakın tarihte tekrar ortaya çıkmıştır. Örneğin, mal ve hizmetlerin dünya ihracatlarındaki büyümesi 2000'de çift-haneli rakamlarda iken 2001 ve 2002'de ani bir şekilde

azalmıştır ve U.S dolarının değeri son yıllarda oldukça ani olarak dalgalanmıştır. 1971-1973'teki Bretton Woods sisteminin çökmesinden sonra uluslararası para sistemindeki diğer büyük gelişmeler olurken bu sorunun üzerinde durmak gerekli hale gelmiştir. Bunlarla ilgili çalışmalara bakıldığında döviz kurunda şiddetlenmiş dalgalanmalar olduğu gözlenmiştir. Son 30 yıldaki sermaye akışının liberalizasyonu ve sınır ötesi finansal işlemlerin ölçeğindeki ve çeşitliliğindeki çok büyük artış bunların yaşandığı ülkelerde, az gelişmiş sermaye piyasaları ile birlikte döviz kuru hareketlerinin önemini açık bir şekilde arttırmıştır. Gelişmekte olan piyasalardaki son yirmi yılda daha sık görülen para (currency) krizleri özellikle büyük döviz kuru oynaklığının önemli bir nedenidir. Bu krizler gelişmiş ülkelere ve gelişmekte olan ekonomilere özgü bir durumdur. Bir de Orta ve Doğu Avrupa'da piyasaya dayalı (market-based) sisteme geçiş bu ekonomilerin paralarının uluslararası değerinde çoğu kez büyük ayarlamalar gerektirmiştir.

Dünya ekonomisindeki diğer değişiklikler, döviz kuru oynaklığının etkisini zayıflatabilmektedir. Finansal risklere karşı korunma araçlarının çoğalması son yirmi yıl boyunca oynak para hareketlerinden ileri gelen risklere karşı firmaların savunmasızlığını azaltmıştır. Bir de çok uluslu şirketler için farklı döviz kuru oranlarındaki dalgalanmalar onların kârlılıklarında dengeleyici etkilere (offsetting effects) sahip olabilmektedir. Uluslararası işlemlerin gelişen bir bölümü bu çok uluslu firmalar tarafından üstlenilirken döviz kuru oynaklığı dünya ticareti üstünde azalan etkiye sahip olabilir.

Döviz kuru oynaklığı uluslararası ticaretin global yapısı içinde iki temel nedenden dolayı özel bir önem kazanmıştır. Bu nedenlerden birincisi, ulusal hükümetlerin kendi para politikaları üstünde bu oynaklığın etkisini giderek anlamaları ve ihracat büyümesinin onların yerel ekonomilerinin büyümesine büyük bir uyarıcı sağlamasıdır. İkinci neden ise yatırımcıların günümüzde giderek artan bir şekilde uluslararası portföylere ortak olmaları ve böyle yatırımcılar için varlık piyasası yaklaşımının hâkim model haline gelmiş olmasıdır. (Sengupta, 2002: 1).

Döviz kurları riskinin kaynağı, döviz kuru oynaklığıdır. Bu oynaklığın, dış ticaret hacmi üzerinde ve özellikle ödemeler dengesi üzerinde kesin etkileri bulunmaktadır. Hooper ve Kohlhagen döviz kuru oynaklığının, riskten kaçınan tüccarlar

üzerinde yüksek maliyete ve daha az dış ticaret hacminin oluşmasına neden olduğunu belirlemişlerdir (Öztürk ve Acaravcı, 2002-2003: 200). Çünkü ticari anlaşmanın yapıldığı tarihteki döviz kuru ile ödemenin yapılacağı tarihteki döviz kuru farklı olacaktır. Bu nedenle dış ticaret ile uğraşanların gelecekte elde edecekleri kâr ile ilgili belirsizlik ortaya çıkar. Dolayısıyla, iki taraflı döviz kuru oynaklığı ticaret hacminde azalışa sebep olacaktır. Yani, döviz kurlarındaki oynaklık artar ise, döviz kurlarının gelecekte alacağı değerlerde belirsizlik meydana gelecektir. Böylece döviz kurundaki oynaklık bir risk oluşturacaktır.

Diğer yandan, döviz kuru belirsizliğinin ihracat üzerindeki etkilerini belirlemede riskten kaçınma derecesinin önemli bir rolü olduğu savunulmaktadır. Örneğin, risk sevmeyen bir ihracatçı için, döviz kuru oynaklığındaki artış, beklenen ihracat gelirinin marjinal faydasını arttıracaktır. Böyle bir durumla karşılaşan ihracatçı daha fazla üretim yapmayı tercih edecektir. Çünkü ancak bu şekilde ihracat gelirinin azalmasına engel olabilir. Görüldüğü gibi döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkileri pozitif ya da negatif olabilir ve teori bu ilişkiyi yalnız başına belirleyemez. Bu nedenle döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi daha çok ampirik bir olaydır.

Döviz kuru oynaklığının firmanın ihracat seviyesini nasıl etkileyebildiğini göstermek için ilkel ihracatçı firma örneği ile başlamak yararlıdır. Örneğin, piyasa gücü olmayan sadece bir mal üreten rekabetçi bir firma düşünelim. Bu firma ürettiği malın tamamını yabancı piyasada satmakta ve herhangi bir girdi ithal etmemektedir. Firma ödemelerini yabancı para ile yapmakta ve ihracat gelirlerini öngörülemez bir biçimde değişen geçerli kura dönüştürmektedir. Hatta bu değişim için bir önlem alma olasılığının olmadığı varsayılır. Üstelik üretim ölçeğinin ayarlanmasındaki maliyetler yüzünden, firma kendi üretim kararını döviz kurunun gerçekleşmesinden önce alır ve bu nedenle döviz kurundaki hareketlerin neden olduğu kendi ihracatlarının kârlılığındaki olumlu ve olumsuz kaymaları cevap olarak kendi çıktısında (ürününde) değişiklik yapamaz.

Bu durumda firmanın kârlarındaki değişkenlik yalnızca döviz kurundan kaynaklanır, ve risk yüzünden firma yöneticilerinin ters bir şekilde etkilendiği yerde döviz kurunda daha büyük oynaklık -ortalama düzeyinde değişiklik olmadan- çıktıda bir düşüşe yol açar. Dolayısıyla ihracatta da riske maruz kalmayı azaltmak için düşüş olur.

Sonuç olarak ticaret düzeyi ve döviz kuru oynaklığı arasında oldukça açık negatif bir ilişki olduğu söylenebilir.

Oysa, bu sağlam sonuç birkaç basitleştirilmiş varsayıma bağlıdır. Bu varsayımlardan ilki, ya vadeli döviz piyasaları sayesinde ya da dengelenmiş alım-satım işlemleri sayesinde (offsetting transactions) kur rizikosuna karşı korunma olasılıklarının olmadığıdır. İyi gelişmiş vadeli piyasaların olduğu gelişmiş ekonomiler için belirli alım-satım işlemleri kur rizikolarına karşı kolaylıkla korunabilmektedirler. Böylece döviz kurunda beklenmedik hareketlere maruz kalmaları da az olacaktır. Ama çoğu gelişmiş ülkelerin paraları için böyle piyasaların yokluğunun farkına varılması gereklidir. Üstelik, gelişmiş ekonomilerde ihracat veya ithalata devam kararı zaman içinde bir dizi alım-satım işlemini yansıtır gibi gözükecektir. Bu işlemler esnasında yabancı para miktarının hem kazançları hem de masrafları (ödemeleri) vadeli kur bile olsa kesinlik ile bilinmemektedir.

Ayrıca, karşıt (ters) döviz kuru dalgalanması riskine daha az maruz kalması için diğer vadeli para piyasalarından çok sayıda olasılık vardır. Buradaki kilit nokta çok uluslu bir firmanın çok sayıda ülke içinde ticari ve finansal alım-satım işlemlerinin geniş bir çeşitliliği ile uğraşmasıdır. Bu nedenle paralar ve diğer değişkenler içindeki dengeleyici hareketlerden faydalanmak için çeşitli fırsatları vardır. Örneğin, döviz kuru, enflasyon oranındaki farkları düzeltme yönünde açık bir eğilim göstermektedir ve son günlerde elde edilen kanıt böyle düzeltmelerin daha önceki çalışmaların gösterdiğinden daha hızlı olabileceği izlenimi uyandırır. Böylece, eğer ihracat, değeri azalan bir para ile fiyatlandırılıyorsa, ihracatçı için düşen döviz kuru yüzünden olan kayıp (zarar) daha yüksek yabancı para (döviz) ihracat fiyatı aracılığıyla en azından kısmen dengelenmiştir (Cushman, 1983: 43-63 ve 1986: 361-379).

Ticaretin döviz kuru oynaklığı tarafından ters bir biçimde etkilenmesinin nedeni bir varsayıma dayandırılmaktadır. Bu varsayıma göre döviz kurundaki hareketlerin hesabını en uygun şekilde belirlemek için firma faktör girdilerini değiştiremez. Bu varsayım yumuşatıldığı ve döviz kurundaki hareketlere cevap olarak firmalar bir veya daha fazla üretim faktörünü değiştirebildiği zaman, artan değişkenlik aslında kâr fırsatları oluşturabilmektedir. Böyle oynaklığın etkisi iki güç arasındaki etkileşime bağlıdır. Bir taraftan, eğer firma hem düşük hem de yüksek fiyatlar için girdilerini

değiştirebiliyorsa, firmanın beklenen veya ortalama kârları daha büyük döviz kuru değişkenliği ile birlikte daha büyük olacaktır. Çünkü fiyat yüksek olduğu zaman daha fazla satacak fiyat düşük olduğu zaman ise daha az satacaktır. Diğer taraftan, riskten kaçınma vardır, daha yüksek varyanslı kârlar firma üzerinde bir ters etkiye sahiptir ve üretim ve ihracatı önleyici etkiye sahiptir.

Eğer riskten kaçınma görelisi olarak düşükse, daha büyük fiyat değişkenliğinin beklenen kârlar üzerindeki pozitif etkisi kârların daha yüksek değişkenliğinin negatif etkisinden daha ağır basacaktır ve firma ortalama sermaye stoğunu, çıktı ve ihracat düzeyini arttıracaktır.

Ticaret ve döviz kuru oynaklığı arasındaki ilişkinin olması gereken bir yönü üretimin başlangıcında bir kere yapıldıktan sonra bir daha tekrarlanmayan maliyetler olan batmış maliyetlerin (sunk costs) rolüdür. Uluslararası ticaretin çoğu genellikle firmalar aracılığıyla önemli yatırımlar gerektiren farklılaştırılmış mallardan meydana gelmektedir. Bu yatırımlar yabancı piyasalara ürünlerini adapte etmek için, pazarlama ve dağıtım ağlarını kurmak için ve ihracat piyasaları için tasarlanmış üretim tesisleri kurmak için yapılmaktadır. Bu batmış maliyetler döviz kurundaki kısa dönemli hareketlere firmaların daha az duyarlı olmalarına neden olacaktır. Firmalar bir bekle ve gör yaklaşımı benimsemiş olacakları için değişken maliyetlerini telafi edebildikleri sürece ihracat piyasasında kalacaklardır ve batmış maliyetlerini karşılamak için döviz kurunda bir geri dönüş (veya revizyon) bekleyeceklerdir. Clark vd. (2004) tarafından Dixit ve Krugman'ın bir opsiyon (seçme hakkı) yaklaşımı bağlamında batmış maliyetlerin kastettiği anlamı araştırdıkları belirtilmiştir. Ana fikir şudur; ihracatçı bir firma ihracat piyasasından ayrılmak için bir seçeneğe sahip gibi görünebilmektedir ve şu anda ihracat yapmayan bir firma gelecekte döviz piyasasına girmek için bir seçeneğe sahipmiş gibi dikkate alınabilir. İhracat piyasasına girme veya çıkma kararı açık sabit ve değişken maliyetleri hesaba katmayı gerektirir. Bir de piyasaya girme veya ayrılmaya uygulanan seçenek maliyetleri hesaba katılmalıdır. Döviz kurundaki daha büyük oynaklık, sağlanan seçeneğin daha büyük değeri ve bundan dolayı döviz kurunun daha büyük çeşitliliği ihracat piyasasında kalan firma kapsamındadır. Eğer firma henüz piyasaya girmediyse dışarıda kalacaktır. Bu, artan döviz kuru oynaklığının giriş ve çıkış kararlarındaki adaleti (inertia) arttıracığını ima etmektedir.

Teorik modellerin çoğunda nominal döviz kurunun aksine reel döviz kuru oynaklığının çalışıldığına dikkat etmek yararlı olacaktır. İkisi kavramsal olarak ayrıdır ama gerçekte çok farklı değıllerdir: malların fiyatları mahalli para da (local currency) kısa ila orta dönemde yapışkan olma eğilimindedir. Bu durumda, reel ve nominal döviz kuru oynaklıkları uygulanabilir amaçlar için aslında aynıdır. Nominal döviz kuru oynaklığı reel döviz kuru oynaklığından daha büyük olma eğilimde olduğu zaman gerçekleşen yüksek enflasyon durumları istisnadır. Bu nedenle, reel döviz kuru oynaklığına karşı nominal döviz kuru oynaklığının ticaret üzerinde farklı etkilere sahip olup olmadığı açık bir şekilde incelenmelidir.

Bu noktaya kadar oynaklığın ticaret üzerindeki etkisi ile ilgili tartışma bir kısmi denge yapısı içinde bulunmaktadır. Yani, değışen tek değışken döviz kuru değışkenliğinin bazı ölçümleridir ve ticaretin düzeyi üzerinde bir etkiye sahip olabilen tüm diğ er faktörlerin değışmeden kaldığı varsayılır. Ama döviz kuru hareketlerini oluşturan gelişmelerin, ekonomik çevrelerin ticari akımlar üzerinde sırayla bir etkiye sahip olacak olan diğ er yönlerini etkilemeleri olasıdır. Bu nedenle döviz kuru değışkenliği ve ticaret arasındaki ilişkinin daha eksiksiz bir resmini elde etmek için başlıca makroekonomik değışkenlerin tümünün etkileşimini genel denge yapısı içinde hesaplamak önemlidir.

Böyle bir analiz Bacchetta ve Van Wincoop (2000) tarafından son günlerde yapılmıştır. Parasal, mali ve teknolojik şoklardan ileri gelen belirsizlikte basit, iki ülkeli, genel denge modeli geliştirmişlerdir. Ayrıca sabit ve dalgalı döviz kuru düzenlemeleri için refah ve ticaret düzeylerini karşılaştırmışlardır. İki temel sonuca varmışlardır. Birincisi, döviz kuru düzenlemesinin türü ve ticaret düzeyi arasında açık bir ilişki yoktur. Tüketici tercihlerine bağı olan tüketim ve boş zaman arasındaki ödünleşim, her bir sistemde para politikası kuralları kadar iyi sürmüştür. Ticaret her iki döviz kuru düzenlemesi halinde daha düşük veya daha yüksek olabilmektedir. Yabancı ülkelerdeki bir parasal genişleme kendi döviz kurlarının değıerini düşürecektir. Bu kendi ithalatının azalmasına neden olacaktır, fakat parasal genişleme aracılığıyla talep artışı oluşturulmaktadır. Bu durum bir genel denge ortamı içinde ticaret ve oynaklık arasındaki ilişkinin çift anlamlılığına örnektir. Böylece, diğ er makroekonomik değışkenlerde döviz kurundaki hareketlerin etkisini dengeleyen değışmelere yol açabilen döviz kuru değışikliğine neden olan şokun yapısıdır. İkincisi, ticaretin düzeyi

bir ülkede refah düzeyi ile ilgili olarak iyi bir endeks sağlamamaktadır ve bu yüzden karşılaştırmalı döviz kuru sistemlerinde refah ve ticaret düzeyi arasında bire bir ilişki yoktur. Bacchetta ve Van Wincoop (2000)'un modelinde, dış piyasa ile bağıntılı olarak iç piyasadaki bir firmanın gelir ve maliyetlerinin eşitliği aracılığıyla ticaret belirlenmektedir. Oysa ülkenin refahı tüketim ve boş zamanın oynaklığı aracılığıyla belirlenmektedir.

Obstfeld ve Rogoff (1998) da döviz kuru oynaklığının refahla ilgili maliyetleri konusunda bir analiz yapmışlardır. Bu analizde, risk faktörü, firmaların fiyat ayarlama kararları üzerinde ve dolayısıyla üretim ve uluslararası ticaret akımları üzerinde bir etkiye sahip olduğu belirtilmiştir. Bu çerçevede “yeni açık ekonomi makroekonomik modeli”ni (new open economy macroeconomic model) genişletmişlerdir. Döviz kuru varyansını bire indirgeyerek açıklayıcı bir örnek ihtiyacını karşılamışlardır. Sabitlenmiş döviz kuru GSMH'nin yüzde birine yükselen bir refah artışı ile sonuçlanabilmektedir.

Son olarak, Koren ve Szeidl (2003) makroekonomik değişkenler arasındaki etkileşimi anlaşılır bir biçimde ortaya koyan bir model geliştirmişlerdir. Riskin bir vekili olarak döviz kurunun koşulsuz oynaklığının sorun olmadığını göstermişlerdir. Daha doğrusu, döviz kuru belirsizliği, ticaret hacmi ve fiyatlarını modeldeki diğer ana değişkenler ile birlikte döviz kurunun kovaryansları sayesinde etkileyebilmektedir. Bu genel denge durumunda, döviz kurundaki belirsizliğin kendiliğinden olmadığını vurgulamışlardır. Çünkü bu belirsizlik ister artsın ister azalsın firmanın maliyet ve talep üstündeki diğer riskleri, ve eninde sonunda tüketicinin karşılaştığı risk ya şiddetlenir ya da yatıştır (Clark vd, 2004: 17-20).

1.2.MERKEZ BANKASI MÜDAHALELERİ VE DÖVİZ KURU OYNAKLIĞI

Döviz piyasalarında Merkez bankalarının ve dolayısıyla hükümetlerin rolü pasif değildir. Döviz piyasasındaki işlem hacmi sayesinde bir “düzenli piyasa” devam ettirmek için müdahale etmeyi sürdürürler (Sengupta, 2002: 1). Döviz kuru müdahalesi bankalar arası döviz piyasasından merkez bankası tarafından yapılan yabancı para alım-satım işlemleriyle, döviz kuru seviyesi ve onun oynaklığını etkilemeyi kasteder. Döviz kuru müdahale alım-satımları, döviz kuru piyasasındaki düzensiz hareketlerden meydana gelen oynaklığı kontrol altına almak, döviz kuru rezervlerini toplamak ve

gelecekteki para politikası tutumunu göstermek için yapılmaktadır. Bu amaçlar dışında, sınırlandırılmış döviz kuru oynaklığı en önemli amaçtır. Aşırı döviz kuru hareketlerinin, uluslararası finansal akımlar, dış ticaret, yatırım ve çıktı üzerinde ters etkilere sahip olma eğilimde olduğunu söylemiştik. Daha açık bir şekilde anlatmak gerekirse, daha yüksek döviz kuru riskleri, yabancı yatırım akımları üzerindeki beklenen getiriyi azalttığı için döviz kuru oynaklığı uluslararası yatırımların yapılmasında yatırımcıların cesaretini kırabilmektedir. Benzer şekilde, daha yüksek döviz kuru oynaklığı, uluslararası ticaretten elde edilen kâr getirici faktörler hakkında belirsizlik yaratarak yatırım risklerini arttırmaktadır. Malların maliyetlerine risk priminin dahil edilmesi bu malların karşılaştırmalı üstünlüğünü zayıflatabilecek şekilde daha yüksek fiyatlara yol açmaktadır. Ayrıca döviz kuru oynaklığının çoğu kez ekonomik krizlerle ilişkisi olduğu ve dalgalanma korkusuna yol açan kredibilite politikası yetersizliğinin bir sinyali konusunda Calvo ve Reinhart'ın (2002) çalışmaları bulunmaktadır.

Sözü edilen bu daha yüksek ekonomik maliyetler döviz kuru oynaklığı ile ilişkilidir ve son yıllarda döviz kuru oynaklığı üstünde merkez bankası müdahalesinin etkileri ile ilgili çalışmalara olan ilgi artmıştır. Müdahale eğer sadece döviz kuru oynaklığını kontrol altına almaya yardım ediyorsa etkin olduğu düşünülmekte, aksi takdirde etkin olmadığı söylenmektedir. Bu müdahalelerin etkinliğini göstermek amacıyla gelişmiş ve gelişmekte olan ülkeler için yapılan birkaç çalışma girişi vardır. Gelişmemiş ülkeler için yapılan çalışmaların yetersizliğinin temel nedeni yüksek frekanslı verilerin mevcut olmamasıdır. Fakat gelişmiş ülkeler hakkındaki yazın, yüksek frekanslı verilerin ulaşılabilirliği ile birlikte sürekli olarak gelişmektedir. Dolayısıyla bu konuda yapılan çalışmalar da gün geçtikçe artacaktır.

Gelişmiş ülkelerde döviz kuru müdahalesi ile ilgili yazın üç bölüme ayrılmıştır. Birinci bölüm işe yarayan müdahaleler arasından elde edilmiş yollarla ilgili çalışmaları kapsamaktadır. İkinci bölüm döviz kuru müdahalelerinin döviz kuru seviyeleri üstündeki etkileri hakkındadır. Bu etkilerin sonuçları hangi döviz kurunun incelendiğine, örneklem dönemi içinde ne üzerinde çalışıldığına ve hangi metodun kullanıldığına bağlıdır. Üçüncü bölümde ise döviz kuru müdahalesinin döviz kuru oynaklığı üzerindeki etkilerini araştıran çalışmalar yer almaktadır (Dominguez, 1998: 161-190; Eijffinger ve Grujters, 1991: 50-72; Herrera ve Özbay, 2005: 1-38 ve Baillie ve Humpage, 1992: 2-51). Bu çalışmaların çoğunda GARCH modelleri aracılığıyla

koşullu döviz kuru oynaklığına bakılmıştır. Bu çalışmaların sonuçları merkez bankası müdahalesinin koşullu döviz kuru oynaklığında artışa neden olduğunu (Dominguez, 1998: 161-190; Cheung ve Chinn, 1999: 1-41), diğer çalışmalar döviz kuru müdahalesinin döviz kuru oynaklığını azaltma eğiliminde olduğunu göstermiştir (Eijffinger ve Gruijters, 1991: 50-72; Dominguez, 1993: 1356-1369). Bunların aksine bazı çalışmalar da döviz kuru oynaklığı üzerinde döviz kuru müdahalesinin etkisi hakkında bir sonuca varamamış veya döviz kuru oynaklığı üzerinde merkez bankası müdahalelerinin bir etkisinin bulunmadığı sonucuna ulaşmıştır (Baillie ve Humpage, 1992: 2-51).

Gelişmekte olan ülkelerdeki merkez bankası müdahalelerinin etkisi hakkındaki yazın, yüksek frekanslı verilerin ulaşılabilir olması nedeniyle sürekli bir şekilde büyümektedir. Gelişmiş ülkelere farklı olarak bu ülkelerde oynaklığın olduğuna dair kanıtlar daha kesindir (Domaç ve Mendoza, 2002: 2-23; Pattanaik ve Sahoo, 2002: 1-24). Bu çalışmalar müdahalenin olduğu zamanda oynaklık azaldığı halde sürekli olan işlemlerin daha büyük piyasa belirsizliği yüzünden oynaklığı gerçekten arttırdığı sonucuna ulaşmıştır. Tüm bu çalışmalardan sonra şu sonuçlara ulaşmak kaçınılmaz hale gelmiştir: (i) Gelişen ve gelişmekte olan ekonomilerdeki döviz kuru piyasaları yüzeyseldir (yani işlem hacmi düşük) ve çoğu ülkeler piyasa işlemlerine ait büyük miktarlarda aracılık etmektedirler. (ii) Döviz kuru müdahalesi yanında, gelişen ve gelişmekte olan ülkelerde döviz kuru kontrolleri sayesinde bu müdahalelere, parasal enstrümanlar ve etkin bir şekilde bankaların döviz kuru müdahalelerinin yararlarını arttıran bankacılık düzenlemeleri de eklenmiştir. Diğer yandan, döviz kuru müdahalelerinin döviz kuru seviyeleri üzerinde etkisi ile ilgili kanıt açık değildir. Domaç ve Mendoza (2002) ve Tapia ve Tokman (2004) gibi bazı çalışmalar döviz kuru düzeyi üzerinde müdahalelerin anlamlı bir etkiye sahip olduğunu bulurken, Barabas (2003), Holub (2004) ve Akıncı ve arkadaşları (2005) çalışmaları da karmaşık sonuçlar bulmuştur.

İKİNCİ BÖLÜM

OYNAKLIĞIN ÖLÇÜLMESİNDE KULLANILAN YÖNTEMLER

Bu bölümde oynaklığın ölçülmesinde kullanılan yöntemler üzerinde kısaca durulacaktır. Bilinen ilk yöntem olan standard sapma yöntemi ile başlanacak, daha sonra sırasıyla Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (EWMA), Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) ve Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) yöntemleri tanıtılacaktır.

2.1.STANDARD SAPMA

ARCH modellerinden önce varyans için neredeyse hiç yöntem yoktu. En önemli betimsel araç standard sapma idi (Engle, 2001: 159).

Standard sapma veya standard sapmanın karesi olarak tanımlanan varyansla ölçülen oynaklık, bir finansal aracın getirisinin ne oranda dalgalandığının ölçütüdür. Finansal aracın getirisinin beklenen değeri, bu dalgalanmayı ölçmek için kullanılan bir ölçüdür. Bu durumda oynaklığı finansal aracın getirisinin beklenen getiriden sapması olarak tanımlayabiliriz. Bu sapmanın yüksek olması, ilgili finansal araca yatırım yapanların potansiyel olarak yüksek bir kâr elde edebileceğini veya yüksek bir zarara uğrayabileceğini gösterir.

Riske maruz değer¹ hesaplamalarında kullanılan ölçütlerden birisi getiri dalgalanmalarını gösteren standard sapmadır. Riske maruz değer önümüzdeki dönem uğranılabilecek maksimum zararı kullanılan para birimi cinsinden belirli bir olasılıkla ifade ettiğinden, riske maruz değerın hesaplanmasına temel teşkil eden oynaklığın da önümüzdeki dönem için öngörülmesi gerekmektedir. Bu amaçla üç temel yöntem kullanılmaktadır (Hooper, 1996: 19-30). Bu yöntemlerin ilkinde; oynaklık finansal

¹ Riske maruz değer: Elde tutulan bir portföy ya da varlık değerinin, faiz oranlarında, döviz kurlarında ve hisse senedi fiyatlarındaki dalgalanmalar nedeniyle meydana gelebilecek değişiklikler sonucunda maruz kalabileceği en yüksek zararı, belli bir zaman diliminde ve belli bir olasılık seviyesinde ifade eden ve muhtelif sayısal yöntemlerle tahmin edilen değer (BDDK, 2003)

aracın geçmiş getirilerinden oluşan zaman serisinden hesaplanmaktadır. İkinci yöntemde oynaklık, opsiyonların piyasa fiyatlarından opsiyon fiyatlama modelleri yardımıyla hesaplanmaktadır. Opsiyon fiyatlarından hesaplanan oynaklığa örtük oynaklık (implied volatility) adı verilmektedir. Üçüncü yöntemde ise oynaklık yargıya dayanarak sübjektif olarak belirlenmektedir. Ülkemizde bir opsiyon piyasası bulunmadığından ve sübjektif oynaklık analizciden analizciye farklılık gösterdiğinden, burada oynaklığın birinci yöntemde göre hesaplanması üzerinde durulacaktır.

Herhangi bir finansal aracın oynaklığının göstergesi olan standard sapma, finansal aracın getirilerinden oluşan zaman serisi kullanılarak aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (g_t - \bar{g})^2}$$

Burada; g_t herhangi bir t dönemi için getiriyi, \bar{g} getirilerin ortalamasını (beklenen değerini), T ise dönem sayısını göstermektedir. Eğer beklenen değer sıfır olursa yukarıdaki eşitlik,

$$\sigma = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T g_t^2}$$

şeklini alacaktır. Bu şekilde standard sapma hesaplanırken tüm değerlerin (g_t^2) ağırlığının eşit olduğu kabul edilmektedir. Bu ağırlık $1/T$ 'dir. Dolayısıyla, bu şekilde hesaplanan standard sapma zaman içinde sabit kalmaktadır. Son zamanlarda yapılan araştırmalar herhangi bir finansal aracın getirisinin varyansları (g_t^2) arasında bir ilişkinin olduğunu ortaya koymuştur. Bir dönem sonraki oynaklık geçmiş dönemlerdeki oynaklıktan etkilenmektedir. Bu nedenle, standard sapma klasik yöntemde olduğu gibi zaman içinde sabit kalmamakta fakat zamana bağlı olarak değişmektedir. Bu özellik de dikkate alınarak hesaplanan standard sapmaya koşullu standard sapma adı verilmektedir. Burada koşullu ifadesi kullanılmaktadır, çünkü standard sapma önceki dönemlerin değerlerinden etkilenmektedir.

Koşullu standard sapma hesaplamasında kullanılan yöntemler aşağıda da anlatılan Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) (özellikle GARCH(1, 1) ve Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (EWMA) yöntemleridir (Doğanay, 2003: 17-37).

2.2.ÜSTEL AĞIRLIKLANDIRILMIŞ HAREKETLİ ORTALAMA (EWMA)

Oynaklığın tahmin edilmesinde yaygın olarak kullanılan yöntemlerin başında Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) gelmektedir. Yakın tarihteki verilerin daha fazla ağırlığa sahip olduğu bu tahmin yöntemi faiz oranlarındaki, kurlardaki, hisse senedi fiyatlarındaki değişimlerin oynaklığının hesaplanmasında kullanılmaktadır. Başka bir yöntem de Riskmetrics tarafından kullanılan EWMA yöntemidir.

Bu yaklaşımda zaman-değişimli oynaklığın hesaplanmasında üstel ağırlıklı hareketli ortalamalar kullanılmaktadır. T zamandaki tahmini varyans, geçmiş tahminlerin λ ağırlıklı ortalamasıdır. Varyans aşağıdaki denklem yardımıyla hesaplanmaktadır:

$$\sigma_t^2 = \lambda\sigma_{t-1}^2 + (1 - \lambda)g_{t-1}^2$$

Herhangi bir t zaman için standard sapma (σ_t), bir önceki zamana ait standard sapma (σ_{t-1}), ve bir önceki zaman ait getiri (g_{t-1}) verilerinin karelerinin yukarıdaki denklemde yerine konulması ile hesaplanır. σ_{t-1} 'in değeri önceki verilerden hesaplanan değeri yerine konulursa

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda)g_{t-1}^2 + \lambda(1 - \lambda)g_{t-2}^2 + \lambda^2\sigma_{t-2}^2$$

denklemini elde edilir. Bu işleme başlangıç değerine kadar devam edilirse

$$\sigma_t^2 = (1 - \lambda)(g_{t-1}^2 + \lambda g_{t-2}^2 + \lambda^2 \sigma_{t-3}^2)$$

denklemine ulaşılır.

Azaltma (decay) faktörü $\lambda < 1$ olduğu için eski verilerin ağırlığı geometrik olarak azalmaktadır. Bununla birlikte seçilen λ değerine bağlı olarak son gözlemlere verilen ağırlık değişmektedir. Yani λ değerinin artırılması hesaplanan varyans değerine etki eden toplam gözlem sayısı değerini artırırken son gözlemlere düşen ağırlığı azaltmaktadır (Akan vd, 2003: 32).

2.3.ARCH/GARCH MODELLERİ

Geleneksel ekonometrik modeller otokorelasyonun bir zaman serisi, değişen varyansın ise bir yatay-kesit verisi sorunu olduğunu varsaymaktadır. Geleneksel yöntemlere göre hata teriminin varyansının sabit olduğu, yani zaman içinde değişmediği kabul edilmektedir. Oysa GSMH büyüklükleri, para arzı, fiyat endeksleri (tüketici, toptan veya menkul kıymet), faiz oranları ve döviz kurları gibi birçok makroekonomik ve finansal değişkenlere ait zaman serileri sabit ortalama ve varyans içermezler. Hatta, diğer bazı serilerle karşılaştırıldıklarında daha yüksek oynaklığa sahiptirler. Zaman içinde, modern dinamik iktisadi teoride risk ve belirsizlik kavramlarının hızla ilgi uyandırması ile sabit varyans kavramı üzerine kurulan geleneksel zaman serisi modelleri, sorunun çözümünde etkin olmamaya başlamışlardır. Bu gelişmelere paralel olarak, zaman içinde değişen varyans ve kovaryansların modellenmesine izin verecek yeni zaman serisi modellerine ihtiyaç duyulmuştur. Bu sorun Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) modellerinin kullanılmasıyla giderilebilir

Koşullu varyans modelleri ile ilgili ilk çalışmalar Robert F. Engle (1982) tarafından yapılmıştır. Engle (1982), değişen varyanslılığın yapısına izin veren ve özellikle yüksek oynaklık içeren değişkenlere oldukça başarılı uyum sağlayan koşullu varyans modelleri geliştirmiştir. Bu modeller “Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (ARCH)” olarak adlandırılmıştır.

Bu modeller özellikle makroekonomik ve finansal verilere olan uyumu nedeniyle çok büyük ilgi uyandırmış ve hızla gelişme olanağı bulmuştur.

Koşullu değişen varyanslı tekniklerin özellikle yüksek oynaklık içeren zaman serisi değişkenlerinin modellenmesinde kullanılması, değişkenlere ait oynaklığın tahmin edilebilmesi için uygun zemin hazırlamıştır.

Orijinal ARCH tekniğinin kullanılması ile birlikte hızla gelişen koşullu değişen varyans modellerinin uzantıları geliştirilmiştir. Modelin bu uzantıları içinde en popüler olanı Genelleştirilmiş ARCH veya GARCH modelleridir. GARCH modelleri göreceli olarak daha karmaşık bir yapıya sahiptir. GARCH(1, 1) oynaklık modelleri ailesinin en basit ve en sağlamıdır. Bununla birlikte model çeşitli yollarla uzatılabilir ve değiştirilebilir (Engle, 2001: 166).

Piyasa belirsizliğinin bir ölçüsü olarak da kabul edilen oynaklığın tahmini birçok araştırmaya konu olmuştur. Gökçe (2001) tarafından bildirildiğine göre; Hsieh 1988 yılında yaptığı çalışmada ABD için beş farklı günlük döviz kuru kullanarak, günlük nominal getirilerin zaman içinde değişme eğilimi içinde olduğunu belirlemiştir. Getirilerin karelerinde yüksek bir güvenle otokorelasyon bulunacağını ve ARCH(12) modeli kullanılarak bu doğrusal olmayan bağımlılık yapısının incelenebileceğini ortaya koymuştur. Bu bulgular daha sonra Hsieh'in 1989 yılındaki çalışmasında ve diğer benzer çalışmalarda da doğrulanmıştır. Hsieh, 1989'da yaptığı çalışmada GARCH(1, 1) sürecini kullanmış ve günlük verilerin açıklanmasında ve tahmininde ARCH(12)'ye göre daha başarılı olduğunu bulmuştur. GARCH (1, 1) sürecinin günlük veriler üzerindeki uyumu ve başarısı başka çalışmalarla da kanıtlanmıştır. Araştırmalarda elde edilen sonuçlar, günlük ve haftalık gibi yüksek frekans içeren verilerde ARCH etkisinin yüksek bir güvenle bulunduğunu, daha düşük frekanssa sahip örneğin aylık verilerde ise bu etkinin azaldığı yönünde olmuştur. Aysoy ve Balaban (1997), Türkiye döviz piyasasında günlük döviz kuru verilerini kullanarak oynaklığın vade yapısını belirlemeye çalışmışlar ve oynaklık artışlarının rassal yürüyüş hipotezinden uzaklaşmaya neden olduğunu belirlemişlerdir.

ARCH/GARCH yaklaşımlarının uygulamaları getiri oynaklıklarının ana sorun olduğu durumlarda yaygın olarak kullanılır. Oynaklık analizinin amacı eninde sonunda oynaklığın nedenlerini açıklamak olmalıdır. Zaman serisi yapıları öngörü için değerli iken oynaklığı açıklama ihtiyacını gidermez. Eğer önceden belirlenmiş (predetermined) veya dışsal değişkenler varsa, tahmin stratejisiyle ARCH/GARCH modellerinin doğrudan uygulanabilir olduğu ortaya konmuştur (Engle, 2001: 166).

Görüldüğü gibi değişen varyanslılığın olduğu zaman serisi değişkenlerinin modellenmesi ARCH sınıfı modellerle yapılabilmektedir. Çünkü bu tür zaman

serilerinin içerdđi oynaklıđın hesaplanması ARCH sınıfı modellemelerle mümkün olmaktadır.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH) VE GENELLEŞTİRİLMİŞ OTOREGRESİF DEĞİŞEN VARYANS (GARCH) MODELLERİ

3.1.ARCH MODELİ

Geleneksel ekonometrik yöntemler, hata teriminin varyansının sabit olduğunu varsaymışlardır. Oysa çoğu ekonomik zaman serileri sabit bir ortalama ve varyansa sahip değildirler. Bundan dolayı bu tür serilerin modellenmesinde bilinen yöntemler yeterli olamamaktadır. Bu sorunun giderilebilmesi için zaman serisi modellerinde değişen varyanslılık yapısına izin veren modelleme teknikleri geliştirilmiştir. Bu modeller, değişen varyanslılığın yapısına bağlı olarak koşullu ve koşulsuz olarak iki grup içinde toplanabilir. Koşulsuz varyans zaman içinde sabit kalıp değişmezken, koşullu varyans gecikmeli dönemin gerçekleşmiş bilgi setine bağlı olarak değişebilmektedir. Yani koşullu varyans zamanın bir fonksiyonudur.

Koşullu değişen varyans içeren zaman serisi değişkenlerinin modellenmesinde kullanılan modeller genel olarak Otoresif Koşullu Değişen Varyans Modelleri (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity: ARCH) başlığı altında toplanmıştır.

3.1.1. ARCH Modelinin Tanımı

Bilinen zaman serileri modellemesi hataların sabit varyanslılık varsayımını ileri sürmektedirler. Buna karşılık Engle, hataların varyansının sabit olmadığını, İngiltere enflasyon verilerini inceleyerek göstermiştir (Greene, 1993: 438). İncelenen veri bu varsayımı sağlamamıştır. Engle, zaman serisi verilerinde karşılaşılan ve özellikle öngörülerde ortaya çıkan ardışık korelasyonun başka bir tipi üzerinde durmuş ve bu tür ilişki içeren zaman serisi değişkenlerinin ARCH olarak isimlendirilen ve daha kompleks bir yapıya sahip teknikle modellenmesi gerektiğini belirtmiştir (Ramanathan, 1992: 384).

ARCH metodunun ekonometri alanında kullanılmaya başlanması ile birlikte çeşitli uzantıları önerilmeye başlanmıştır. Bunlardan ilki ve uygulamada en çok kullanılan Bollerslev (1986) tarafından önerilen Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelidir. Diğer bazıları da Üstel GARCH (EGARCH) modeli (Nelson, 1991), Bütünleşmiş GARCH (IGARCH) Modeli (Engle ve Bollerslev, 1986; Nelson, 1990), Ortalamadaki ARCH (ARCH-M) Modeli, Ortalamadaki GARCH (GARCH-M) Modeli (Engle, Lilien ve Robins, 1987), Eşiksel GARCH (TGARCH) modelidir (Engle ve Bollerslev, 1986).

ARCH modelleri zaman serisi modellerindeki sabit varyans varsayımını bir kenara bırakmış, varyansın gecikmeli öngörü hatalarının karelerinin bir fonksiyonu olarak değişmesine izin vermiştir. Bu nedenle ARCH modelleri, tahmin sürecindeki değişen varyansı regresyonla birleştirmeye uygun bir tanımlamadır (Harvey 1991: 220). ARCH modelinde öngörü hatalarının karakteristik davranışlarının, regresyon artıklarına dayandığı varsayılmıştır. Ayrıca, regresyon artıklarının da otokorelasyonlu olması kaçınılmazdır.

3.1.2. ARCH Süreci

x_t bağımsız değişkeni için herhangi bir teoriye dayanmayan (ad hoc) değişken seçeneklerini kullanmak ve /veya veri dönüştürmesi (transformasyon) yerine Engle (1982) serilerin ortalama ve varyansını eşanlı (simultane) bir biçimde modellemenin mümkün olduğunu göstermiştir. Engle'in yöntemini anlamak için başlangıç adımı olarak koşullu öngörülerin koşulsuz öngörülere göre çok daha üstün olduklarına dikkat edilmelidir (Enders, 2004: 113). Örneğin durağan ARMA modelini

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (1)$$

şeklinde tahmin ettiğimizi ve y_{t+1} 'i öngörmek istediğimizi varsayalım;

$$E(y_{t+1}|y_t) = \phi_0 + \phi_1 y_t \quad (2)$$

(2) no'lu eşitlikteki $E(y_{t+1}|y_t)$ ifadesi y_{t+1} rassal değişkeninin y_t geçmiş dönem bilgisi altındaki koşullu ortalamasını temsil etmektedir. y_{t+1} 'in öngörüsü için bu koşullu ortalama denklemi kullanılarak öngörü hatasının koşullu varyansı

$$E[y_{t+1}|(y_{t+1} - \phi_0 - \phi_1 y_t)^2] = E(\varepsilon_{t+1}^2 | \varepsilon_t^2) = \sigma^2 \quad (3)$$

olarak sabit bulunacaktır.

Bununla birlikte y_{t+1} 'in öngörüsü için koşulsuz öngörüler kullanılacaksa, koşulsuz öngörü daima $\{y_t\}$ serisinin uzun dönem ortalamasına eşit olacaktır. Bu ortalama:

$$\frac{\phi_0}{1 - \phi_1} \quad (4)$$

ifadesine eşittir. Bu koşulsuz ortalama kullanılarak koşulsuz öngörü hata varyansı denklemi

$$\begin{aligned} E\left[\left(y_{t+1} - \frac{\phi_0}{1 - \phi_1}\right)^2\right] &= E\left[\left(\varepsilon_{t+1} + \phi_1 \varepsilon_t + \phi_1^2 \varepsilon_{t-1} + \phi_1^3 \varepsilon_{t-2} + \dots + \phi_1^q \varepsilon_{t-q-1}\right)^2\right] \\ &= \frac{\sigma^2}{1 - \phi_1^2} \end{aligned} \quad (5)$$

şeklinde elde edilmiş olacaktır.

$\frac{1}{1 - \phi_1^2} > 1$ olduğundan $\frac{\sigma^2}{1 - \phi_1^2} > \sigma^2$ olarak belirlenecektir. Böylece koşullu öngörüler, koşulsuz öngörülerden daha küçük varyansa sahip olacaktır. Böylece koşullu öngörüler daha dar güven aralığına sahip olacakları için tercih edileceklerdir.

Yukarıda da bahsedildiği gibi ARCH modelleri değişen varyans varsayımına dayanır. Çünkü zaman serilerinin çoğu geniş oynaklık periyodları içerir. Oynaklık öngörüsüne yardım eden varyans tahmini için bir yöntem bağımsız değişkeni açıkça ortaya koymaktır. Burada, basit sıfır ortalamalı model

$$y_{t+1} = \varepsilon_{t+1}x_t \quad \text{veya} \quad y_t = \varepsilon_t x_{t-1} \quad (6)$$

şeklinde. Burada $\varepsilon_{t+1} : \sigma^2$ varyanslı beyaz gürültü hata terimidir. Eğer $x_t = x_{t-1} = x_{t-2} = \dots = \text{sabit}$ ise $\{y_t\}$ serisi sabit varyanslı beyaz gürültü sürecine sahip olacaktır. Bununla birlikte $\{x_t\}$ serisinin gerçekleşen değerlerinin tümü birbirine eşit değil ise, x_t 'ye koşullu olarak y_{t+1} 'in koşullu varyansı

$$V(y_{t+1}|x_t) = \sigma^2 x_t^2 \quad \text{veya} \quad V(y_t|x_{t-1}) = \sigma^2 x_{t-1}^2 \quad (7)$$

olacaktır. Burada, y_{t+1} 'in koşullu varyansı, x_t 'nin gerçekleşen değerlerine bağlıdır. Böylelikle t döneminde x_t gözlemlenebilirse, x_t 'nin gerçekleşen değerlerine koşullu olarak y_{t+1} 'in varyansı belirlenebilir. y_{t+1} 'in varyansının $\sigma^2 x_t^2$ olması, öngörü aralığının, bağımsız değişkenin gözlenen değerindeki artışına paralel olarak genişlemesine neden olacaktır. Artık sorunun standard çözümleri tatminkâr sonuçlar vermeyecektir. Bu durumda koşullu ortalama ve varyansın zaman içinde birlikte değişebilmesine olanak tanıyan yeni bir modele ihtiyaç duyulmaktadır.

Eğer $(x_t)^2$ 'nin değeri büyük (küçük) ise, y_{t+1} 'in varyansı da büyük (küçük) olacaktır. Ayrıca eğer, $\{x_t\}$ 'nin değerleri ardışık olarak pozitif serisel korelasyon sergiliyorsa $\{y_t\}$ serisinin koşullu varyansı da pozitif serisel korelasyon sergileyecektir. Bu durumda $\{x_t\}$ serisi $\{y_t\}$ serisindeki oynaklığı açıklayabilecektir (Enders 2004: 113).

(6) no'lu ifadedeki modeli

$$y_t = \varepsilon_t x_{t-1}$$

şeklinde yazmak mümkündür. Benzer şekilde otoregresif sürece uygun olarak

$$y_t = \varepsilon_t y_{t-1}$$

şeklinde yazılabilir. Dolayısıyla artık, koşullu varyans $\sigma^2 y_{t-1}^2$ 'ye koşulsuz varyans da sifıra eşit (veya sonsuz) olacaktır. Modeli daha kullanışlı hale getirmek için, h_t , y_t 'nin koşullu varyansını temsil etmek üzere

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2 \quad (8)$$

denklemi yazılabilir. Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH) olarak isimlendirilen bu fonksiyon,

$$h_t = h(\alpha, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{t-q}) \quad (9)$$

şeklinde genişletilebilir. Burada q , ARCH sürecinin sırasını, α ise bilinmeyen parametreler vektörünü temsil etmektedir (Engle, 1982: 987-1007).

ARCH modelinde kullanılan koşullu varyans (h_t), Ω_{t-1} ile gösterilen ve dışsal değişkenler ve gecikmeli içsel değişkenler ile bu değişkenlerin parametreleri olan β vektöründen oluşan gerçekleşmiş bilgi setine bağlıdır.

y_t 'nin koşullu ortalaması regresyon modeline eşit olacağından bu ortalama $x_t \beta$ şeklinde ifade edilebilecektir. Böylece normallik varsayımını da içerecek şekilde ARCH regresyon modeli,

$$y_t | \Omega_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t)$$

$$h_t = (\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q}, \alpha) \quad (10)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

şeklinde gösterilir. Burada $x_t\beta$, y_t 'nin koşullu ortalaması, h_t 'de y_t 'nin koşullu varyansdır. α ve β parametre vektörü, x_t ise dışsal ve gecikmeli içsel değişkenler vektörüdür. $x_t\beta$ ve h_t bileşenlerinin her ikisi de, Ω bilgi setinin birer fonksiyonudur. Artık model koşullu hale gelmiştir ve geçmiş dönem bilgisi altında, öngörü varyansının değişmesine izin vermiştir. Model daha iyi bir öngörü aralığının sağlanmasına da imkân vermektedir (Gökçe, 1998: 13-14).

(10) numaralı denklem setindeki koşullu varyansın öngörüsü AR(q) süreci olarak tahmin edilmiş artıkların kareleri kullanılarak,

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t \quad (11)$$

şeklinde ifade edilebilir. Burada v_t beyaz gürültü sürecine sahiptir ve ayrıca ε_{t-q} 'dan bağımsızdır. (11) no'lu model aşağıdaki biçimde yeniden yazılabilir,

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + v_t$$

Bu model q. sıra ARCH modeli olarak adlandırılır. Özellikle yüksek oynaklık sergileyen birçok zaman serisinin modellenmesinde kullanılır.

Eğer $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_n$ parametrelerinin tümü sıfıra eşitse tahmin edilen varyans α_0 sabitine eşit olacaktır. Aksi takdirde y_t 'nin koşullu varyansı (11)'deki otoregresif sürece göre yavaş yavaş oluşur.

ARCH(q) modelindeki artıklar bir otoregresyondan, bir ARMA modelinden ve ya bir standard regresyon modelinden gelmektedir. Bu nedenle ARCH modeli için çok sayıda olası uygulama olacaktır. Gerçekten de (11)'in doğrusal spesifikasyonu çok kullanışlı olmamaktadır. Bunun nedeni $\{y_t\}$ ve koşullu varyans tahminleri için en çok kullanılabilirlik yöntemlerinin kullanılmasıdır. Böylece (11)'deki koşullu varyans denklemi, v_t 'nin çarpımsal artık olarak yeniden tanımlanması ile daha kullanışlı olabilir.

Çarpımsal koşullu değişen varyans modelleri sınıfından en anlaşılır ve kullanışlı örnek Engle tarafından önerilmiştir (Enders, 2004: 114). Bu model,

$$\varepsilon_t = v_t h_t^{1/2} \quad \text{veya} \quad \varepsilon_t = v_t (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} \quad (12)$$

şeklinde tanımlanmıştır. Burada v_t beyaz gürültü sürecine sahiptir. Bu nedenle $\sigma_{v_t}^2 = 1$ ve ε_{t-1} birbirinden bağımsızdır. Ayrıca α_0 ve α_1 sabittirler ve $\alpha_0 > 0$, $0 < \alpha_1 < 1$ 'dir.

v_t beyaz gürültü sürecine sahip ve ε_{t-1} 'den bağımsız olduğu için $\{\varepsilon_t\}$ serisinin sıfır ortalamalı ve korelasyonsuz olduğunu ispatlamak kolaydır. Önce ε_t 'nin koşulsuz beklentisi alınır ve $E(v_t) = 0$ olduğundan,

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t) &= E\left[v_t (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2}\right] \\ &= E(v_t) E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)^{1/2} = 0 \end{aligned} \quad (13)$$

$$E(v_t v_{t-i}) = 0 \text{ olduğu için } E(\varepsilon_t \varepsilon_{t-i}) = 0 \quad , \quad i \neq 0 \quad (14)$$

ε_t 'nin koşulsuz varyansının türetilmesi oldukça açıktır. ε_t 'nin karesi ve koşulsuz bekleyişi alındığında

$$\begin{aligned} E(\varepsilon_t^2) &= E\left[v_t^2 (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)\right] \\ &= E(v_t)^2 E(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) = 0 \end{aligned}$$

eşitliği bulunacaktır. $\sigma_{v_t}^2 = 1$ ve ε_t 'nin koşullu varyansı ε_{t-1} 'in koşullu varyansı ile özdeş olacaktır yani $[E(\varepsilon_t^2) = E(\varepsilon_{t-1}^2)]$ 'dir. Bu durumda koşulsuz varyans denklemi,

$$E(\varepsilon_t^2) = \frac{\alpha_0}{(1 - \alpha_1)} \quad (15)$$

olacaktır ve böylece koşulsuz ortalama ve varyanslar (12) no'lu eşitlikteki hata sürecinin varlığından etkilenmemişlerdir. Benzer şekilde ε_t 'nin koşullu ortalamasının sifira eşit olduğunu göstermek mümkündür. v_t ve ε_{t-1} değişkenleri bağımsız ve $E(v_t) = 0$ 'dır. Bu durumda ε_t 'nin koşullu ortalaması,

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

olarak hesaplanmış olacaktır. Ortalama sifir, varyans sabit ve tüm otokovaryanslar sifir olarak bulunmuştur. Bu sonuçlar, $\{\varepsilon_t\}$ serisinin (12)'deki süreçten etkilenmediği anlamına gelmektedir. Ama koşullu varyans durumunda (12)'deki sürecin etkisi tamamen azalacaktır. Çünkü $E(v_t)^2 = 1$ 'dir ve ε_t 'nin varyansı ε_t 'nin geçmiş değerlerinden yani $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$ 'den etkilenmiştir:

$$E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (16)$$

(16)'da ε_t 'nin koşullu varyansı ε_{t-1}^2 'nin gerçekleşmiş değerine bağımlıdır. Eğer ε_{t-1}^2 'in gerçekleşmiş değeri büyük ise t dönemindeki koşullu varyans da büyük olacaktır (Enders, 2004: 114-115).

3.1.3. Modelin Kısıtları

Engle (1982), ARCH modelinde alışılmış otoregresyonun aksine α_0 ve α_i katsayılarının kısıtlanması gerektiğini belirtmiştir. Ayrıca koşullu varyans hiçbir zaman negatif olmamalıdır. Bu koşulun sağlanması için hem α_0 'ın hem de α_i 'in pozitif olduğu varsayımı gereklidir. Yani kısıtlar

$$\alpha_0 > 0 \quad \text{ve} \quad \alpha_i \geq 0, \quad i = 1, 2, \dots, q$$

şeklinde yazılabilir.

(16) no'lu ifadedeki koşullu varyans ARCH(1) ile gösterilen birinci dereceden otoregresif süreci izlemektedir. Basitlik için bu süreç ele alındığında;

$$h_t = E(\varepsilon_t^2 | \varepsilon_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 \quad (17)$$

α_0 negatif olduğunda ε_{t-1} 'in yeterli küçüklükte gerçekleşen değeri ile, (17)'deki koşullu varyans negatif değer alabilecektir. Benzer şekilde α_1 negatifse ε_{t-1} 'in yeterli büyüklükteki gerçekleşen değeri koşullu varyansı negatif yapacaktır. Ayrıca sürecin durağanlığını sağlamak için α_1 , $0 < \alpha_1 < 1$ şeklinde kısıtlanmaktadır.

Ayrıca $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t$ biçimindeki ARCH(q) sürecinden elde edilen karakteristik denklem

$$1 - \alpha_1 \lambda - \alpha_2 \lambda^2 - \dots - \alpha_q \lambda^q = 0 \quad (18)$$

olarak yazılabilir. Denklemin karakteristik kökleri olan $\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_q$ 'ların toplamının mutlak değer olarak birden büyük olması kovaryans durağanlık için gereklidir (Higgins ve Bera, 1992: 140). Denklemin dinamik istikrarı için gerekli koşul;

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i < 1$$

Engle, (1983) bu son kısıtlama ihlal edildiğinde sürecin sonsuz varyansa sahip olacağını belirtmiştir. Zaman içinde koşullu varyans kendi gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak değişmektedir. Koşullu varyans denkleminde uzun gecikme dönemlerinin kullanılmasıyla varyans parametreleri olan α 'ların model içindeki sayıları artacaktır. Böyle bir durumda parametrelerin tümünün negatif olmama ve durağanlık kısıtlarını sağlayacak şekilde tahminler elde edilebilmesi zorlaşmaktadır. Bu yüzden α parametreleri üzerine uygulanan kısıtların sağlanabilmesi için gecikme dönemlerinin ağırlıkları model içinde belirlenmelidir. Engle (1983), koşullu varyans modelini gecikmeli artıkların ağırlıklarının doğrusal formda azalan bir seti şeklinde formüle ederek bu sorunu çözümlenmiştir:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^q \left[\frac{(q+1)-i}{S} \right] \varepsilon_{t-i}^2 \quad (19)$$

Bu ifadede S, ARCH modelindeki gecikme uzunluğu toplamıdır ve $S = \sum_{i=1}^q i$ formülü ile hesaplanmaktadır. (19)'daki ifade ile koşullu varyans fonksiyonundaki parametre sayısı ikiye indirgenebilir.

3.2.GARCH MODELİ

ARCH tekniğinin Engle (1982) tarafından geliştirilmesinden sonra, bu teknik makroekonomik ve finansal verilerin modellenmesinde kullanılmaya başlanmıştır. Yapılan çalışmalar incelendiğinde bu tekniğin çoğunlukla enflasyon oranındaki belirsizlikler, döviz piyasaları, faiz oranları, menkul kıymet getirilerindeki belirsizlikler ve risk primi alanlarında kullanıldığı görülmüştür. Bu çalışmalara bakıldığında hepsinde regresyon artıklarının oluşturduğu kümelerin gözlemlerinin ve tanımlamalarının geleneksel yöntemlerle tam etkin olarak analizinin yapılamadığı görülmüştür. ARCH yöntemi, zaman içinde değişen koşullu varyans ile değişmeyen koşulsuz varyans arasındaki farkı artıkların bir fonksiyonu olarak dikkate almıştır.

Oynaklık konusundaki çalışmalarda ARCH modelleme sürecinde koşullu varyansın belirlenebilmesi için uzun gecikme yapılarının modele alınmasından kaynaklanan bazı problemlerle karşılaşmaktadır. Bunlardan en belirginini, parametre hatalarının pozitif olma kısıtının sağlanmasına yöneliktir. Bu sebeple gecikme yapılarına kısıtlar konarak, uzunlukların doğrusal olarak azalmalarını sağlayabilecek ve benzeri sorunları çözmeye izin verebilecek ARCH sınıfı yeni modeller oluşturulmuştur. Bu modellerden biri Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modeli olarak Bollerslev (1986) tarafından geliştirilmiştir.

GARCH modeli bazı durumlarda ARCH modeline tercih edilebilir. Örneğin, varyansın geçmiş dönem değerleri, cari değerinin belirlenmesinde etkili oluyorsa yani varyansta meydana gelen değişme içsel ise GARCH modeli kullanılması daha uygun olacaktır. Ayrıca ARCH(q) modelinin gecikme yapısının çok uzun olduğu durumlarda, GARCH modelinin kullanılması ile gecikme yapısı kısalmayacağı için bu modeller daha

kullanışlı olabilmektedir. Yani GARCH modeli daha tutumlu bir gecikme yapısının varlığına izin verilmektedir (Cromwell vd, 1994: 56).

3.2.1.GARCH(p, q) Modellerinin Tanımı

GARCH modelinde koşullu varyans (h_t), p ve q parametrelerinin zaman içinde aldığı değerlere bağlıdır. Bu nedenle GARCH modellemesi yapılırken, koşullu varyans, hem kendi gecikmeli değerlerinin hem de artıkların gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak biçimlendirilmelidir.

ε_t , EKK ile elde edilen bir stokastik süreç ve Ω_t , t dönemine ait bilgi seti olmak üzere, GARCH(p, q) süreci,

$$y_t | \Omega_{t-1} \sim N(x_t \beta, h_t)$$

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

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \beta$$

denklemleri ile modelleneyecektir (Bollerslev, 1986: 307-327).

ARCH sürecinde, koşullu varyans sadece geçmiş örnek varyanslarının doğrusal bir fonksiyonu olarak belirlenmekteydi. Oysa GARCH(p, q) süreci ile modele gecikmeli koşullu varyansların girmesine izin verilmektedir. (20)'deki q simgesi ARCH(q) modelinde olduğu gibi gecikmeli hata karelerin uzunluğunu gösterirken, p simgesi de modelin otoregresif kısmının gecikme uzunluğunu göstermektedir. Ayrıca y_t , bağımlı değişkeni, x_t , $K \times 1$ boyutunda açıklayıcı değişkenler vektörünü ve β ise $K \times 1$ boyutunda parametre vektörünü göstermektedir.

ε_t 'nin koşullu varyansı, (20)'de h_t ile tanımlanan ARMA sürecidir ve GARCH(p, q) modeli olarak adlandırılmaktadır. GARCH(p, q) modeli değişen varyans

hesaplamasında hem otoregresif hem de hareketli ortalama bileşenlerini hesaba katmaktadır. $p = 0$ ve $q = 1$ olursa (12) ile verilen birinci derece ARCH modeli basit bir GARCH(0, 1) modeli olacaktır. Dolayısıyla eğer tüm γ_i tüm parametreleri sifıra eşitse, GARCH(p, q) modeli ARCH(q) modeline eşit olacaktır. Bu durumda GARCH modelinin faydaları açıktır; daha yüksek dereceden bir ARCH modeli, parametre sayısı bakımından daha tutumlu (parsimonious) bir GARCH'ı göstermektedir. Böylece, GARCH(p, q) modelinin belirlenmesi ve tahmin edilmesi çok daha kolay olmaktadır. Gerçekten de h_t denklemindeki tüm katsayılar pozitif olmak zorunda olduğu için tutumlu modelin hem tahmin aşamasında hem de bu kısıtın yerine getirilmesi aşamasında ne kadar yarar sağladığı görülebilir (Enders, 2004: 118). Eğer $p = 0$ ve $q = 0$ olursa ε_t beyaz gürültü sürecine sahip olacaktır.

3.2.2. Modelin Kısıtları ve Durağanlık Koşulları

GARCH modeli için de ARCH modelinde yapılan parametre kısıtlarının benzerleri geçerli olmaktadır. (20) no'lu ifadedeki koşullu varyansın her bir gözlem için pozitif olmasını sağlamak için GARCH modelinde de parametreler için negatif olmama kısıtının olması gerekmektedir. Bu nedenle parametreler için,

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

$$\alpha_0 > 0, \quad \alpha_i \geq 0$$

$$\gamma_i \geq 0, \quad i = 1, \dots, p$$

kısıtları geçerli olacaktır.

Modelin durağanlık koşulunu elde etmek için (20) no'lu ifadedeki koşullu varyans (h_t) denklemini gecikme işlemcisi (L) kullanılarak,

$$h_t = \alpha_0 + A(L)\varepsilon_t^2 + B(L)h_t \quad (21)$$

şeklinde yazılabilir.

(20) ve (21) no'lu ifadelerde tanımlanan GARCH(p, q) sürecine ait kısıtlamalar bir arada gösterilebilir:

$$i. E(\varepsilon_t) = 0$$

$$ii. \text{var}(\varepsilon_t) = \frac{\alpha_0}{1 - A(1) - B(1)}$$

$$= \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \quad (\text{koşulsuz varyans})$$

$$iii. \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0, \quad t \neq s$$

$$iv. A(1) + B(1) < 1 \quad \text{veya} \quad \sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{i=1}^p \gamma_i < 1$$

Bollerslev (1986), bu koşullar sağlandığında sürecin kovaryans durağanlığa ve sonlu varyansa sahip olacağını söylemiştir. Yukarıdaki son koşul GARCH modelindeki koşullu varyans denkleminin parametre değerlerinin toplamının birden küçük olması gerekliliğini ifade etmektedir. Bu koşul modele ait sonlu varyansın elde edilebilmesi için önem taşımaktadır. Dikkat edildiğinde koşulsuz modelin klasik regresyona denk olduğu görülmektedir (Greene, 1993: 570). Koşulsuz modele ait ortalama ve varyans,

$$\varepsilon_t \sim N \left(0, \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^q \alpha_i - \sum_{i=1}^p \gamma_i} \right)$$

şeklinde tanımlanacaktır.

3.2.3.GARCH Modelinin En Çok Olabilirlik Tahmini

Bu bölümde GARCH modellerinin tahmininde kullanılan en çok olabilirlik yöntemi anlatılacaktır.

$\{\varepsilon_t\}$ değerlerinin sıfır ortalama ve σ^2 sabit varyanslı normal dağılıma sahip oldukları varsayıldığında, standard dağılım teorisinden ε_t 'nin herhangi bir gerçekleşmesinin olabilirliği,

$$L_t = \left(\frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right)$$

şeklinde yazılacaktır. Burada L_t , ε_t 'nin olabilirliğidir. $\{\varepsilon_t\}$ gerçekleştirmeleri (realizations) bağımsız olduğu için, $\varepsilon_1, \varepsilon_2, \dots, \varepsilon_T$ 'lerin gerçekleştirmelerinin ortak olasılığı tekil olasılıklarının bir çarpımıdır. Bu nedenle, elimizde benzer varyanslar olduğunda gerçekleştirmelerin ortak olabilirliği,

$$L = \prod_{t=1}^T \left(\frac{1}{(2\pi\sigma^2)^{1/2}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2\sigma^2} \right)$$

olacaktır. Bir toplamla işlem yapmak, bir çarpımla işlem yapmaktan çok daha kolay olmaktadır. Bunu sağlamak için yukarıdaki ifadenin her iki tarafının doğal logaritması alınır,

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t)^2 \quad (22)$$

En çok olabilirlik tahmininde kullanılan prosedür, gözlenen örneğin çekilme olasılığını maksimize etmek için dağılımsal (distributional) parametreleri seçmektir. $\{\varepsilon_t\}$ 'nin bir beyaz gürültü süreci olduğunu ve aşağıdaki model aracılığıyla türetildiğini varsayarsak,

$$\varepsilon_t = y_t - \beta x_t \quad (23)$$

Klasik regresyon modelinde $\{\varepsilon_t\}$ 'nin ortalamasının sıfır, varyansının σ^2 (sabit) olduğu ve $\{\varepsilon_t\}$ 'nin çeşitli gerçekleştirmelerinin bağımsız olduğu varsayılmaktadır. T gözlemlili bir örneklem kullanarak (22)'deki logaritmik olabilirlik (log-likelihood) fonksiyonuna (23) ikame edilebilir. Bu durumda

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - \frac{T}{2} \ln \sigma^2 - \frac{1}{2\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta x_t)^2 \quad (24)$$

(24) no'lu eşitliği σ^2 ve β 'ya göre kısmi türev yöntemi kullanarak maksimize edersek,

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \sigma^2} = -\frac{T}{2\sigma^2} + \frac{1}{2\sigma^4} \sum_{t=1}^T (y_t - \beta x_t)^2$$

ve

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \beta} = \frac{1}{\sigma^2} \sum_{t=1}^T (y_t x_t - \beta x_t^2) \quad (25)$$

elde edilecektir. Daha sonra bu kısmi türevler sıfıra eşitlenir ve σ^2 ve β için çözümlürse σ^2 ve β 'nin klasik EKK tahminleri ($\hat{\sigma}^2, \hat{\beta}$) $\ln L$ 'nin maksimum değerinden elde edilir,

$$\hat{\sigma}^2 = \sum \varepsilon_t^2 / T \quad (26)$$

$$\hat{\beta} = \sum x_t y_t / \sum x_t^2 \quad (27)$$

Çoğu ekonometrik metinlerde regresyon analizi ile ilgili en çok olabilirlik tahmini ele alındığına göre, bu çok iyi bilinen bir zemin olmalıdır. Burada vurgulanacak olan nokta şudur: hepsi doğrusal olduğuna göre birinci derece koşullar kolayca çözülmektedir. Ancak, birinci derece denklemler doğrusal değilse, bu ARCH veya

GARCH tahminindeki karşımıza çıkan bir durumdur. Bu durumda çözüm için başka bir yöntem gerekir.

(23)'teki regresyon modeline bir ARCH(1) hata süreci ekleyelim. Bu durumda ε_t 'yi

$$\varepsilon_t = v_t (h_t)^{0.5}$$

şeklinde tanımlamak mümkündür. ε_t 'nin her gerçekleşmesinin koşullu varyansı h_t olduğundan ε_1 'den ε_T 'ye kadar gerçekleşmelerinin ortak olabilirliği,

$$L = \prod_{t=1}^T \left(\frac{1}{(2\pi h_t)^{0.5}} \right) \exp\left(\frac{-\varepsilon_t^2}{2h_t} \right) \quad (28)$$

olacaktır ve böylece logaritmik olabilirlik fonksiyonu,

$$\ln L = -\frac{T}{2} \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=1}^T \ln h_t - 0.5 \sum_{t=1}^T (\varepsilon_t^2 / h_t) \quad (29)$$

şeklinde yazılacaktır. $\varepsilon_t = y_t - \beta x_t$ ve koşullu varyansın $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2$ şeklindeki ARCH(1) süreci olduğu varsayılacak ve h_t ve ε_t (29) no'lu ifadeye ikame edilecek olursa,

$$\ln L = \frac{T-1}{2} \ln(2\pi) - 0.5 \sum_{t=2}^T \ln(\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=2}^T [(y_t - \beta x_t)^2 / (\alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2)] \quad (30)$$

ifadesi elde edilecektir.

ε_0 örneklem dışı olduğu sürece, başlangıç gözleminin kayıp olduğuna dikkat edilmelidir. ε_{t-1}^2 için $(y_{t-1} - \beta x_{t-1})^2$ 'ye bir kez ikame edildiğinde α_0, α_1 ve β ile ilgili olarak $\ln L$ 'yi maksimize etmek mümkündür. Logaritmik olabilirlik fonksiyonunu maksimize edecek parametreler sayısal optimizasyon (numerical optimization) aracılığıyla bulunmaktadır. (Enders, 2004: 138-140).

3.2.4.GARCH Testi

Modelde GARCH etkisinin varlığı, tahmin işlemlerine başlanmadan önce yapılmalıdır. Bunun için bazı test işlemlerine gerek duyulmaktadır. Koşullu varyansın tespitinde kullanılan, ARCH testi için geliştirilen LM (Lagrange Multiplier) testi, GARCH modelinde de bazı küçük farklılıklar dışında uygulanabilmektedir (Mills, 1993: 107). ARCH modeli için kurulan hipotez,

$$\begin{aligned}
 H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_q = 0 \\
 H_1 : \text{en az bir } \alpha_i > 0 \text{ , } i = 1, 2, \dots, q
 \end{aligned}
 \tag{31}$$

şeklinindedir. Boş hipotez modelde ARCH etkisi olmadığını ima etmektedir. Bu hipotez altında $LM = T \cdot R^2$ test istatistiği hesaplanarak, q serbestlik dereceli ki-kare (χ_q^2) dağılımının tablo değeri ile karşılaştırılarak hipotez hakkında karar verilmektedir.

Koşullu varyans modelleri için kullanılan LM testinin işleyişi oldukça açıktır: Eğer ilgilenilen değişkene ait veriler, sabit varyanslı ise varyans tahmin edilemeyecektir. Ayrıca artık kareler tamamen tesadüfi olarak değer alacakları için otokorelasyonsuz olacaklardır. Ancak, gecikmeli artık karelerin büyük değerleri, ARCH veya GARCH etkisinin olduğu durumlarda ε_t^2 'nin de büyük olarak tahmin edilmesine neden olacaktır (Bollerslev vd, 1994: 2974).

GARCH(p, q) modelinin test edilmesinde de Bollerslev'in 1986 çalışmasındaki LM testi kullanılarak ki-kare (χ^2) dağılımından yararlanılmıştır. Çünkü burada da LM testi uygunluğunu korumaktadır. Fakat ARCH(q) süreci karşısında alternatif olarak GARCH(p, q) sürecini test etmek, ARCH (p + q) sürecini test etmekten farklı olmayacaktır (Greene, 1993: 375). GARCH(p, q) modeli için hipotez

$$\begin{aligned}
 H_0 : \alpha_1 = \dots = \alpha_q = \gamma_1 = \dots = \gamma_p = 0 \\
 H_1 : \text{en az bir } \alpha_i > 0, \gamma_j > 0 \text{ , } i = 1, 2, \dots, q \text{ ve } j = 1, 2, \dots, p
 \end{aligned}
 \tag{32}$$

şeklinde yazılacaktır. GARCH etkisinin olup olmadığına karar vermek için, $(p + q)$ serbestlik dereceli ki-kare (χ^2_{p+q}) dağılımına sahip LM istatistiği kullanılmaktadır. Buna göre LM test istatistiği için öncelikle kısmi koşullu varyans eşitliğini Engle ve Kraft aşağıdaki şekilde ifade etmiştir;

$$z'_t = (1, \varepsilon_{t-1}^2, \dots, \varepsilon_{t-q}^2, h_{t-1}, \dots, h_{t-p})$$

ve (33)

$$w = (\alpha_1, \dots, \alpha_q, \gamma_1, \dots, \gamma_p)$$

olmak üzere,

$$h_t = z'_t w = z'_{1t} w_1 + z'_{2t} w_2 \quad (34)$$

Buradan $H_0 : w_2 = 0$ için LM test istatistiği,

$$LM = \frac{T f'_0 z_0 (z'_0 z_0)^{-1} z'_0 f_0}{f'_0 f_0} = T \cdot R^2 \quad (35a)$$

burada

$$f_0 = (\varepsilon_1^2 h_1^{-1} - 1, \dots, \varepsilon_T^2 h_T^{-1} - 1)' \quad (35b)$$

ve

$$z_0 = \left(h_1 \frac{\partial h_1}{\partial w}, \dots, h_T \frac{\partial h_T}{\partial w} \right) \quad (35c)$$

Burada T örneklem büyüklüğüdür. LM test istatistiğinde kullanılan R^2 , f_0 ile z_0 arasındaki en küçük kareler regresyonundan elde edilmektedir. Modelde GARCH etkisini görmek için hesaplanan LM test değeri, $(p + q)$ serbestlik dereceli ki-kare tablo değerinden büyük olmalıdır. (Kızılsu, Aksoy, Kasap, 2001: 6, Bollerslev, 1986: 307-327).

3.3.BİRİM KÖK SÜRECİ

Herhangi bir zaman serisindeki trendin veya mevsimselliğin varlığını göstermek için başvurulan bir yöntem olan otokorelasyon fonksiyonları analizi parametrik bir yapı göstermez. Örneğin yavaşça azalan bir otokorelasyon fonksiyonu (ACF) büyük bir karakteristik kökün, birim kök sürecinin, veya trend durağan bir sürecin göstergesidir. Bir sistemin trend içerip içermediğini, içeriyorsa bu trendin deterministik veya stokastik olup olmadığını tanımlamamıza formel testler yardımcı olur. Fakat var olan testler yaklaşık birim kök süreci ile birim kök süreci arasında bir ayırım yapmada fazla güçlü değildir.

Bir zaman serisinin ortalamasında ve varyansında sistematik bir değişme yoksa ve düzenli periyodik değişmeler sergilemiyorsa seri durağandır denir.

Y_t zaman serisinin kovaryans durağan veya zayıf durağan (weakly stationary) sürece sahip olduğunu söyleyebilmek için ne ortalama μ_t ne de otokovaryanslar γ_{jt} zaman t 'ye bağımlı olmamalıdır. Yani bir süreç kovaryans veya zayıf durağan ise,

$$\begin{aligned} E(Y_t) &= \mu && \text{tüm } t\text{'ler için sabit} \\ E(Y_t - \mu)(Y_{t-j} - \mu) &= \gamma_j && \text{tüm } t\text{'ler için sabit ve } j \neq 0 \end{aligned}$$

şartlarını sağlar. Burada şuna dikkat edilmelidir: eğer süreç zayıf durağan ise, Y_t ve Y_{t-j} arasındaki kovaryans gözlemlerin zamanını gösteren t 'ye değil; zaman ayırımı uzunluğu (gecikme uzunluğu) olan j 'ye bağlıdır. Böyle süreçler için γ_j ve γ_{-j} aynı büyüklüğü göstermektedir yani tüm j tamsayıları için $\gamma_j = \gamma_{-j}$ yazılabilir (Hamilton 1994: 46).

Başka bir durağanlık tanımı da güçlü durağanlık (strict stationarity)'dir. Eğer, $Y(t_1), Y(t_2), \dots, Y(t_n)$ gibi n sayıdaki gözlemin herhangi bir kümesinin ortak dağılımı tüm n ve k 'lar için $Y(t_1 + k), Y(t_2 + k), \dots, Y(t_n + k)$ 'nin ortak dağılımının aynısı ise güçlü durağan (strictly stationary) olduğu söylenir (Maddala 2001: 515).

Zaman serilerinin çoğunda bir de durağan olmama (nonstationarity) durumu ile karşılaşılır. Basit bir durağan olmayan zaman serisi modeli $Y_t = \mu_t + e_t$ biçimindedir. Burada μ_t zamanın bir fonksiyonudur ve e_t de zayıf durağan bir seridir. μ_t , örneğin, t'nin doğrusal bir fonksiyonu (doğrusal trend) veya t'nin karesel (quadratic) bir fonksiyonu (parabolik trend) olabilir (Maddala 2001: 517).

Herhangi bir serinin birim köke sahip olup olmadığını araştırmak için korelogram analizi yöntemi kullanılır. Fakat bu yöntemde kısmen belirsizlikler söz konusu olabilir. Örneğin korelogram analizi yapan bir araştırmacı incelediği serinin korelogramına baktığında serinin birim köke sahip olduğunu söylebilirken; bir başka araştırmacı ise aynı korelograma bakarak serinin durağan bir sürece sahip olduğu sonucunu çıkarabilir. Çünkü yaklaşık birim kök sürecinin ACF'si ile birim kök sürecinin ACF'si hemen hemen aynıdır. Bu nedenle de böyle bir sorunun çözümü oldukça zordur. Birim kök sınavasını daha anlaşılır bir hale getirmek için birinci derece bir otoregresif süreci ele alalım:

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (36)$$

Burada $\{e_t\}$ ortalaması sıfır ve σ^2 sabit varyanslı beyaz gürültü (white noise) sürecidir. İlk olarak $\phi_1 = 0$ şeklindeki boş hipotezi test etmek istediğimizi varsayalım. Bunun için klasik en küçük kareler (KEKK) yöntemini kullanarak (36) no'lu denklem tahmin edilir. Eğer e_t bir beyaz gürültü süreci ve $|\phi_1| < 1$ ise $\{Y_t\}$ dizisi durağandır ve ϕ_1 'in sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olup olmadığına bakılmaksızın t-testi kullanılabilir.

Eğer boş hipotez $\phi_1 = 1$ şeklinde olursa durum tamamen farklı olacaktır. Boş hipotez altında $\{Y_t\}$ dizisi

$$Y_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad (37)$$

şeklinde genelleştirilebilir. Bu durumda $\phi_1 = 1$ ise t artarken varyans sonsuz büyüklükte artacaktır. $\phi_1 = 1$ boş hipotezi altında otoregresif katsayı olan ϕ_1 üzerine klasik istatistiksel tahmin yöntemleri kullanmak ve anlamlılık testleri yapmak uygun değildir.

Eğer $\{Y_t\}$ dizisi (37) no'lu denklemdeki gibi genelleştirilirse (36) no'lu denklemin KEKK tahmininden ϕ_1 'in sapmalı (eğilimli) bir tahmin olacağı söylenebilir. t-testleri birim kök hipotezlerinin testinde çok uygun olmadığı için Dickey ve Fuller birim kökün varlığını ortaya koymak için formel bir test süreci geliştirmişlerdir. Dickey ve Fuller Monte-Carlo denemelerinin sonucunda şu sonuçlara ulaşmışlardır:

- (i) ϕ_1 'in tahmin edilen değerlerinin yaklaşık yüzde doksanı birden (unity) 2.58 standard hatadan daha azdır.
- (ii) ϕ_1 'in tahmin edilen değerlerinin yaklaşık yüzde doksan beşi birden 2.89 standard hatadan daha azdır.
- (iii) ϕ_1 'in tahmin edilen değerlerinin yaklaşık yüzde doksan dokuzu birden 3.51 standard hatadan daha azdır.

Dickey-Fuller'in ulaştığı bu sonuçlara birim kök testleri için kritik değerler adı verilmektedir (Enders 2004: 177).

Bir seri birim köke sahipse, zaman serisi ekonometrisinde, o serinin rassal yürüyüş gösterdiği söylenir. Rassal yürüyüş ise durağan olmayan bir zaman serisi örneğidir.

(36) no'lu denklemdeki AR(1) süreci

$$Y_t - \phi_1 Y_{t-1} = e_t$$

veya

$$(1 - \phi_1 L)Y_t = e_t \tag{38}$$

biçiminde yazılabilir. (38) no'lu denklemin karakteristik denklemi, $1 - \phi_1 L = 0$ 'dır. Serinin durağan olması için bu karakteristik denklemin kökü mutlak değerce birim değerinden büyük olmalıdır. Denklem, değeri $L = 1/\phi_1$ olan tek bir köke sahiptir. Dolayısıyla durağanlık için $-1 < \phi_1 < 1$ olması gerekecektir. Buna göre Y_t 'nin durağanlık testi için hipotezler şöyle kurulmaktadır:

$$\begin{aligned}
H_0 : |\phi_1| &\geq 1 \quad (\text{durağan dışılık için}) \\
H_1 : |\phi_1| &< 1 \quad (\text{durağanlık için})
\end{aligned} \tag{39}$$

$\phi_1 = 1$ ise, yani eğer boş hipotez doğru ise, (36) no'lu denklem hem durağan dışı bir süreci gösterecek hem de bir rassal yürüyüş süreci, yani $Y_t = Y_{t-1} + e_t$ olacaktır. ϕ_1 'in bire eşit olması Y_t rassal değişkeninin birim kökü olduğu anlamına da gelmektedir.

(36) no'lu denklem şu biçimde de yazılabilir:

$$\Delta Y_t = (\phi_1 - 1)Y_{t-1} + e_t \tag{40}$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \tag{41}$$

Burada $\delta = \phi_1 - 1$, Δ ise birinci fark alma işlemcisidir. $\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1})$ 'dir. Bu durumda ϕ_1 'in pozitif olduğu varsayımı altında hipotezler özdeş bir biçimde

$$\begin{aligned}
H_0 = \delta &\geq 0 \quad (\text{durağan dışılık için}) \\
H_1 = \delta &< 0 \quad (\text{durağanlık için})
\end{aligned} \tag{42}$$

yazılabilir. $\delta = 0$ veya özdeş olarak $\phi_1 = 1$ olması halinde eğer boş hipotez doğru ise karşı gelen süreç durağan dışıdır. Yani, durağan dışılık veya birim kök problemi ya $\phi_1 = 1$ ya da $\delta = 0$ olması haliyle açıklanabilir (Seddighi vd, 2000: 263). Eğer $\delta = 0$ ise (41) no'lu eşitlik şöyle yazılabilir:

$$\Delta Y_t = (Y_t - Y_{t-1}) = e_t \tag{43}$$

Bu eşitlik bir rassal yürüyüş sürecidir. Rassal bir yürüyüşün birinci farkları (e_t) durağan bir zaman serisidir, çünkü varsayım gereği e_t pür rassal sürece eşittir.

Bir zaman serisinin birinci farkları alındığında farkı alınmış olan seri durağan ise başlangıçtaki seri (rassal yürüyüş) birinci derece bütünleşik (homojen) seridir ve $I(1)$ ile gösterilir. Benzer biçimde, durağan bir seriye ulaşmadan önce ilk serinin iki kez farkının (yani birinci farkının birinci farkı) alınması gerekiyorsa, ilk seri ikinci dereceden bütünleşik seridir ve $I(2)$ ile gösterilir. Genel olarak, bir zaman serisinin durağan hale gelmesi için d kez farkının alınması gerekiyorsa, o seri d 'inci dereceden bütünleşik seridir ve $I(d)$ ile gösterilir. Yani birinci veya daha yüksek dereceden bütünleşik bir zaman serisi durağan olmayan bir zaman serisi anlamına gelir. Eğer $d = 0$ ise, $I(0)$ süreci durağan bir zaman serisini gösterir. Durağan süreç ile $I(0)$ süreci aynı anlamda kullanılacaktır.

Y_t gibi bir zaman serisinin durağan olup olmadığını anlamak için (36) no'lu regresyon hesaplanır, $\hat{\phi}_1$ 'nin istatistiksel olarak 1'e eşit olup olmadığına bakılır veya buna eşdeğer olarak (36) no'lu denklemin alternatif denklemi olan (41) no'lu denklem tahmin edilir. Tahmin sonucunda $\hat{\delta} = 0$ ise, bu parametre ile ilgili bir sınama olduğu için bir t-testine başvurulur (Gujarati, 1995: 719). ϕ_1 ve δ parametrelerinin testi için şu t-testleri kullanılabilir:

$$t_{\hat{\phi}_1} = \frac{\hat{\phi}_1 - 1}{S_{\hat{\phi}_1}} \quad \text{veya} \quad t_{\hat{\delta}} = \frac{\hat{\delta}}{S_{\hat{\delta}}} \quad (44)$$

Burada $S_{\hat{\phi}_1}$ ve $S_{\hat{\delta}}$ sırasıyla tahmin edilen parametreler $\hat{\phi}_1$ ve $\hat{\delta}$ 'nin tahmin edilen standard hatalarıdır. Ancak durağan dışılığın boş hipotezi altında (yani $\phi_1 = 1$ veya $\delta = 0$), (44) no'lu ifadedeki t-istatistikleri ile hesaplanan t-değerleri -büyük örneklerde bile- standard student-t dağılımını takip etmez.

Fakat bu değerler standard dışı hatta asimetric bir dağılımı takip ederler. Dolayısıyla da t-dağılımından farklı dağılım tabloları kullanılmalıdır.

3.3.1.Dickey-Fuller (DF) Birim Kök Testi

Bir serinin birim köke sahip olup olmadığını belirlemek için standard-t ve F-testleri uygun değildir. Dickey ve Fuller (1979, 1981) bir serinin birim kök, birim kök ile sabit terim (drift) ve/veya birim kök, sabit terim ve aynı zamanda zaman trendi içerip içermediğini belirlemek için uygun test istatistiği ihtiyacını karşılamışlardır (Enders 2004: 229).

$\phi_1 = 1$ (birim kök vardır) boş hipotezi altında geleneksel yolla hesaplanan t-istatistiği τ (tau) istatistiği diye bilinir. Bunun eşik değerleri Dickey ile Fuller (1979, 1981) tarafından Monte-Carlo simülasyon (benzetim) çalışmalarıyla tablolatırılmıştır. Çalışmanın sonucunda t-istatistiği ile yapılan sınamada standard t-tablosu yerine Dickey-Fuller τ (tau) tablosu adı verilen düzeltilmiş t-tablosunu kullanmışlardır. Bu tablo aracılığıyla yapılan testlere τ istatistiği veya testi ya da Dickey-Fuller testi adı verilir. Ayrıca Dickey-Fuller yaptıkları simülasyonlar yardımı ile τ testlerinin Box-Pierce Portmanteau testlerine (Q*-testlerine) göre daha güçlü² olduğunu ortaya koymuşlardır (Dickey ve Fuller: 1979: 427-431). Bu kritik değerler standard t-dağılımı ile karşılaştırıldığında τ değerlerinin bunlara karşılık gelen t-değerlerinden mutlak değerce daha büyük olduğu görülür.

Bu test farklı model kalıplarını dikkate alır. İlk model AR(1) otoregresif modelinde $\phi_1 = 1$ kabul edilerek oluşturulan pür rassal yürüyüş modelidir. Birim kök testi için Dickey-Fuller testi iki adımda uygulanabilir:

Adım 1: Pür rassal yürüyüş modeli, birinci farkı alındığında durağan hale gelen bir modeldir. Bu nedenle bir pür rassal yürüyüş modeli için birim kök araştırmasına modelin her iki tarafının birinci dereceden farkı alınarak başlanır. Model durağan hale geldiğinde veri üretme süreci $\Delta Y_t = e_t$ olacaktır. $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ yani temiz-dizi olduğuna göre Y_t serisi de durağandır.

² $\alpha = \text{Prob}(H_0 \text{ red} \mid H_0 \text{ doğru})$

$\beta = \text{Prob}(H_0 \text{ red edilemez} \mid H_0 \text{ doğru değil})$

α anlamlılık düzeyidir. $(1-\beta)$ testin gücü olarak adlandırılır. Alternatif hipotez H_1 belirlenmedikçe testin gücü hesaplanamaz. H_0 'ın doğru olmaması H_1 'in doğru olduğu anlamına gelir (Maddala 2001: 30-31).

İlk model olan AR(1) otoregresif modelinin birim kökü olup olmadığını araştırmak için öncelikle modelin her iki tarafının birinci dereceden farkı alınır:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad (41)$$

$\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ve $\delta = \phi_1 - 1$ olarak tanımlanmıştır. Burada sözü edilen zaman serisinde sabit terim ve deterministik trend etkisinin olmadığı, aynı zamanda da $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma^2)$ olduğu varsayılır. Bu nedenle bu tip zaman serilerinde birim kök aranırken τ -test istatistiğine başvurulur. Birim kök test edilirken (41) no'lu denklem ile tanımlanan regresyon KEKK yöntemi ile tahmin edilir ve $\hat{\delta}$ parametresinin istatistiksel olarak test edilmesi için (44) no'lu ifadeye verilen $t_{\hat{\delta}}$ değeri hesaplanır.

Adım 2: Bu adımda Y_t zaman serisinde bir birim kökün olup olmadığına karar vermemizi sağlayacak olan hipotezlerin kurulma biçimi üzerinde durulur. Çünkü boş hipotez (H_0) seride birim kökün olduğunu yani serinin durağan olmadığını gösterir. Alternatif hipotez (H_1) ise serinin durağan olduğunu ima eder. Ancak bu durağanlık asimptotik durağanlığı ifade etmektedir. ϕ_1 sifıra ne kadar yakın ise seri o kadar çabuk durağanlaşacaktır. Durağanlığı test etmek için kurulacak hipotez (41) no'lu veya (40) no'lu denklem için farklıdır:

$$\begin{aligned} H_0 : \delta = 0 \quad (\phi_1 = 1) \quad & \text{eğer } t_{\hat{\delta}} > \tau \text{ ise durağan dışıdır} \\ H_1 : \delta < 0 \quad (\phi_1 < 1) \quad & \text{eğer } t_{\hat{\delta}} < \tau \text{ ise durağandır} \end{aligned} \quad (45)$$

Burada τ , Dickey-Fuller tablosundan elde edilen ve veri bir anlamlılık düzeyi için kritik değerdir. Başka bir ifadeyle durağan olan bir zaman serisi için $t_{\hat{\delta}}$ değeri büyük miktarda negatif olmalıdır. Diğer durumlarda seri durağan dışıdır. Daha önce ifade edildiği gibi $\delta = \phi_1 - 1$ olduğu için $\phi_1 = 1$ olduğunda $\delta = 0$ olacaktır. Benzer şekilde $\phi_1 < 1$ olması ise $\delta < 0$ olmasını gerekli kılacaktır. Buradaki bir diğer önemli nokta da alternatif hipotezin nasıl kurulduğudur. Çünkü alternatif hipotezde birim kök olmadığını gösterecek iki farklı durum vardır. $H_1 : \delta \neq 0$ ($\phi_1 \neq 1$) olması hem $\delta > 0$ ($\phi_1 > 1$) hem de $\delta < 0$ ($\phi_1 < 1$) olmasını ima eder. Ekonomik ve finansal seriler patlayan

seri ($\phi_1 > 1$) özelliği göstermedikleri için alternatif hipotez tek yanlı kurulmaktadır. Patlayan serilere istikrarlı olmayan seriler adı da verilir (Patterson 2000: 229). Ayrıca burada alternatif hipotez tek yanlı kurulduğu için klasik istatistik mantığı ile testin gücü artmaktadır.

Tahmin edilen $\hat{\delta}$ parametresi, bilinen standard normal dağılım tablosunda veya t-dağılımı tablosunda bulunan kritik değerlerle karşılaştırılmaz. Standard normal dağılım ve Student-t dağılımı tabloları serilerin durağan olduğu varsayımına dayanarak oluşturulmuşlardır. Dolayısıyla durağan olmayan zaman serilerinde kullanılmaları güvenilir olmayan sonuçlar doğurur. Bu nedenle Dickey ve Fuller (1979, 1981) τ tablosunu oluşturmuşlardır. Simülasyon yardımı ile bulunan bu tabloda dikkat edilmesi gereken nokta kritik değerlerin negatif olmalarıdır. Bu durumda yapılacak tek yanlı teste göre tahmin edilen değer, kritik değerın soluna düşüyorsa H_0 red edilecektir. Bu da serinin durağan olduğu yani birim köke sahip olmadığı anlamına gelir. Fakat burada sabit terim etkisinin hesaba katılmaması eleştirilebilir. Bu yüzden zaman serisi sabit terim içeriyorsa alternatif olarak ikinci test kullanılmalıdır.

Dickey- Fuller tarafından geliştirilen bu ikinci test $\hat{\tau}_\mu$ -testidir. Bu test ile yapılan birim kök araştırmasında modelde sabit terimin olduğu fakat deterministik trendin olmadığı varsayımı yapılır.

$$Y_t = \alpha + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (46)$$

Bu model $\phi_1 = 1$ olarak alındığında kayan rassal yürüyüş modeli olarak adlandırılır. Ayrıca model aynı zamanda fark durağan bir modeldir. Yine her iki tarafın birinci dereceden farkı alınır. Bu fark alma işlemi sonucunda $\Delta Y_t = \alpha + e_t$ şeklindeki veri üretme süreci bulunur. Birim kök testinde kullanılacak kritik değerler bu veri üretme süreci aracılığıyla simülasyonlar yapılarak belirlenir. Sabit terimi olan bir model için Dickey-Fuller birim kök testi

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (47)$$

modeli tahmin edilerek yapılır. (47) no'lu denklemin tahmini sonucunda $\hat{\delta}$ parametresi bulunur. Bu parametre için $t_{\hat{\delta}}$ istatistiği hesaplanır ve hesaplanan bu istatistik Dickey-Fuller tablosundaki kritik değerleri ile karşılaştırılarak birim kökün varlığı araştırılır. Sabit terimin olduğu fakat deterministik trendin olmadığı bu ikinci model için hipotezler

$$\begin{aligned} H_0 : \delta = 0 \quad (\phi_1 = 1) \quad & \text{eğer } t_{\hat{\delta}} > \tau \text{ ise durağan dışıdır} \\ H_1 : \delta < 0 \quad (\phi_1 < 1) \quad & \text{eğer } t_{\hat{\delta}} < \tau \text{ ise durağandır} \end{aligned} \quad (48)$$

şeklinde kurulur. Hipotezin bu şekilde kurulması hem daha kesin sonuçlara ulaşılmasını hem de testin gücünün daha yüksek olmasını sağlar. Sabit terimin değişken bir büyüklükte olması durumunda da bu testin geçerliliğini koruyup koruyamayacağı eleştirilebilir. Böyle bir durumda bu sorun farklı α değerleri için simülasyon yapılarak elde edilen kritik değerler ile giderilebilir. Bir başka eleştiri de zaman serisinde deterministik trendin yer alması durumunda yapılmaktadır. Eğer zaman serisini etkileyen bir deterministik trend varsa kurulan ikinci model yetersiz olacaktır. Bu nedenle sorunun giderilmesi için sabit terim etkisini ve deterministik trend etkisini içeren üçüncü bir model geliştirilmiştir:

$$Y_t = \alpha + \beta t + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (49)$$

veya

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad (50)$$

Sabit terim ve deterministik trend içeren seriler için birim kök testi yapılırken Dickey-Fuller tarafından geliştirilen üçüncü ve en genel $\hat{\tau}_\tau$ istatistiği kullanılır. $\hat{\tau}_\tau$ - testi olarak bilinen bu test için kurulacak hipotez, seride sabit terim ve trend etkisi olduğu varsayılarak, sadece birim kök araştırması yapar.

Bu seri için elde edilen veri üretme süreci $\Delta Y_t = \alpha + \beta t + e_t$ şeklindedir. (48) no'lu hipotezler altında Dickey-Fuller istatistiği hesaplanır ve simülasyonla elde edilen kritik tablo değerleri ile karşılaştırılarak seride birim kök olup olmadığına karar verilir.

Özet olarak Dickey-Fuller testinin teorik ve pratik sonuçları şu kalıplardaki regresyonları dikkate alır:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \quad \tau\text{- istatistiği} \quad (41)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + e_t \quad \tau_\mu\text{- istatistiği} \quad (47)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + e_t \quad \tau_\tau\text{- istatistiği} \quad (50)$$

Burada t, zaman ya da genel eğilim değişkenidir. Her üç durum için boş hipotez $\delta = 0$, yani birim kök vardır şeklindedir. (41) no'lu regresyon ile diğer iki regresyon arasındaki fark, sabit terim ve trendin denkleme ilave edilmesidir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler 2005: 279-284; Gujarati 1995: 720).

Dickey-Fuller testinin zayıf yanlarını şöyle sıralayabiliriz:

(i) Eğer $H_0 : \phi_1 = 1$ hipotezinde ϕ_1 bire yakınsa Dickey-Fuller testinin gücü zayıftır.

(ii) Bu test yapılırken e_t 'nin beyaz gürültü (white-noise) olduğu varsayılır. e_t otokorelasyonlu ise bir başka ifadeyle beyaz gürültü değilse, Dickey-Fuller testi kullanılamaz. Böyle durumlarda kullanılmak üzere Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller Testi geliştirilmiştir.

3.3.2. Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi:

Dickey-Fuller tarafından geliştirilen birim kök testleri sadece birinciden otoregresif süreçlere değil daha yüksek dereceden denklemlere de uygulanabilir. p'inci derecen bir otoregresif süreç

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \phi_3 Y_{t-3} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + e_t \quad (51)$$

şeklinde yazılabilir. Eğer (51) no'lu denklem ile kurulması gereken zaman serisi modeli yanlış spesifikasyon nedeniyle (36) no'lu denkleme benzer bir şekilde kurulmuş ise, yani

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (52)$$

denklemini birinci dereceden bir otoregresif süreç modeli ise hata terimi e_t beyaz gürültü sürecine sahip olmayacaktır. Hatta aksine e_t serisel korelasyonlu olacaktır. Bu nedenle DF test süreci geçersiz hale gelecektir. Çünkü (52) no'lu denklemdeki hata terimi $e_t = \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + v_t$ olarak algılanacaktır. Dolayısıyla kalıntılardaki serisel korelasyon giderilmelidir. Bunun için ya modele değişkenin gecikmeli değerleri ya da $e_t = \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + v_t$ olarak aldığı değerler eklenmelidir. Sonuçta (51) no'lu denklem elde edilecektir. Artık DF testi için yapılan test süreci geçerli olacaktır. Böyle bir durumda uygulanan testlere Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller Birim Kök Testleri adı verilir.

ADF testini uygulamak için önce (51) no'lu denklemin birinci farkı alınır:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \delta_1 \Delta Y_{t-1} + \delta_2 \Delta Y_{t-2} + \dots + \delta_{p-1} \Delta Y_{t-p+1} + e_t \quad (53)$$

Bu denklemde $\delta = \phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_{p-1}$ 'dir ve δ_i 'ler ϕ 'lerin genel fonksiyonlarıdır. İkinci adım olarak Dickey-Fuller sürecindeki (41), (47) ve (50) no'lu denklemlere karşı gelen ADF denklemleri üretilir:

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t \quad (54)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t \quad (55)$$

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \delta Y_{t-1} + \sum_{j=2}^p \delta_j \Delta Y_{t-j+1} + e_t \quad (56)$$

Bu denklemler (41), (47) ve (50) no'lu Dickey-Fuller denklemlerine bağımlı değişkenin gecikmeli değerleri modele dahil edilerek genişletilmiştir. Dolayısıyla bu denklemlere de DF testini uygulamak mümkündür. Ancak bu test genişletilmiş denklemlere uygulandığında ADF testi adını alır. Dickey-Fuller τ istatistikleri için hesaplanan kritik değerler ADF testleri için de kullanılır ve aynı hipotez testi uygulanabilir. Yani (54), (55) ve (56) no'lu denklemleri için KEKK yöntemi ile tahmin edilen $t_{\hat{\delta}}$ istatistiği yeterince negatifse zaman serileri durağan olacaktır. Tersisi durumda ise zaman serileri durağan dışı olacaktır.

Bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin başlangıçtaki Dickey-Fuller denklemlerine ekstra terim olarak eklenmeleri bu denklemleri arttırdığı gibi kalıntılardaki pozitif otokorelasyonu da ortadan kaldırır. Denklemlerin ne kadar ekstra terim içereceğini belirlemek için genelde Akaike Bilgi Kriteri (AIC) ile Schwartz Bayesyen Kriteri (SBC) kullanılır. Kalıntıları normal dağılıma sahip olan çok büyük örneklerde bu metodlar benzer gecikme uzunluklarını seçebilir. Pratikte, SBC ile seçilen model, AIC veya t-testi ile seçilecek olandan daha tutumlu olacaktır. Ayrıca eğer kalıntılar otokorelasyonlu değilse Breusch-Godfrey'in kullandığı Lagrange Çarpanı (LM) testi uygulanabilir (Seddighi vd, 2000: 267-268; Enders 2004: 193).

Hata terimindeki otokorelasyonun ortadan kaldırılması ile ADF birim kök testi uygulanabilir hale gelmektedir. Hata terimindeki otokorelasyonun ortadan kaldırılması için de otokorelasyonun derecesi belirlenmelidir. Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2005) tarafından bildirildiğine göre, Nargeleçekenler, her araştırmacının modelde yer alması gereken gecikme sayısını çeşitli stratejiler kullanarak belirlediğini, çünkü uygulamalarda otoregresif gecikme uzunluğunun önceden bilinmediğini belirtmiştir. Yine Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2005) tarafından bildirildiğine göre, Ng ve Perron modele yanlış sayıda gecikme dahil edilmesinin yapılacak testlerin gücünü azaltacağını tespit etmişlerdir. Ayrıca gecikme sayısı olması gerekenden fazla seçilirse tahminler eğilimli olacaktır. Modele dahil edilmesi gereken sınırlı gecikme (truncation) sayısı k ile örneklem hacmi T arasında deterministik bir ilişki olduğu yapılan çalışmalarla ortaya konmuştur (Said ve Dickey 1984: 599-607). Dolayısıyla seçilecek gecikme sayısı doğrudan örneklem hacmi ile ilişkili olur. Sınırlı gecikme sayısının belirlenmesinde en çok kullanılan yöntemler; Akaike Bilgi Kriteri (AIC), Schwartz Bayesyen Kriteri (SBC)

ve Hendry'nin Genelden-Özele Yaklaşımıdır. k - sınır değeri T 'nin polinom derecesine bağlı olarak değiştiğinden tutarlı parametreler elde etmek için aşağıdaki iki koşulun yerine getirilmesi gerekir (Said ve Dickey 1984: 603) :

$$\text{Koşul 1: } k^3/T \rightarrow \infty \quad \text{ve} \quad k \rightarrow \infty, T \rightarrow \infty \quad (57)$$

$$\text{Koşul 2: } c.k > T^{1/r} \quad \text{ve} \quad c > 0, r > 0 \quad (58)$$

Koşul 1 otoregresif parametrelerin tutarlılığını göstermektedir. Koşul 2 ise alt sınır koşuludur. Ancak uygulamada Koşul 1 yerine getirildiğinde Koşul 2'nin de otomatik olarak yerine geldiği ve böylelikle elde edilen tahminlerin tutarlı olduğu bilinmektedir.

3.3.3. Phillips-Perron Testi

Dickey-Fuller testinde rassal şokların dağılımının istatistiksel olarak bağımsız ve sabit varyanslı olduğu varsayılmaktadır. Bir başka ifadeyle rassal şoklar arasında otokorelasyon olmadığı, $e_t \sim \text{IID}(0, \sigma_e^2)$ varsayılmaktadır. Phillips ve Perron (1988) birim kök araştırması için parametrik olmayan yeni bir test geliştirmişlerdir. Bu testte Phillips-Perron, Dickey-Fuller tarafından geliştirilen bu varsayımı geliştirerek rassal şokların dağılımları ile ilgili yeni bir varsayımda bulunmuşlardır. Onların varsayımına göre e_t , sıfır ortalama ve sabit varyansla i.i.d dağılımına sahip değildir. PP testi de Dickey-Fuller testinde olduğu gibi üç farklı regresyon modeli için geliştirilebilir. PP yaklaşımı DF test istatistiğine bir düzeltme faktörü (CF) eklemektedir, örneğin, $\text{Var}(e_t) \equiv \sigma_e^2$ ile bir AR(1) modeli düşünelim,

$$Y_t = \mu + \phi_1 Y_{t-1} + e_t \quad (59)$$

$$(1 - \phi_1 L)Y_t = \mu + e_t \quad ; \quad t = 1, 2, \dots, T$$

Eğer e_t serisel olarak korele ise ADF yaklaşımı gecikmeli ΔY_t 'ye hata terimini eklemektedir. Alternatif yaklaşımı göstermek için sabit terimli fakat zaman trendsiz regresyondan $\hat{\tau}_\mu$ gibi dağılmış $T(\hat{\phi}_1 - 1)$ test istatistiğini düşünelim,

$$Z_{\hat{\tau}_\mu} = T(\hat{\phi}_1 - 1) - CF \quad (60)$$

(60) no'lu ifade PP testi için kullanılan formülü gösterir. Burada CF düzeltme faktörüdür. Düzeltme faktörü aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$CF = \frac{0.5(s_{T\ell}^2 - s_\varepsilon^2)}{\sum_{t=2}^T (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})^2 / T^2} \quad (61)$$

$$s_\varepsilon^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\varepsilon}_t^2 \quad (62)$$

$$s_{T\ell}^2 = s_\varepsilon^2 + 2 \sum_{s=1}^{\ell} w_{s\ell} \sum \hat{\varepsilon}_t \hat{\varepsilon}_{t-s} / T$$

$$w_{s\ell} = 1 - s/(\ell + 1) \quad \text{ve} \quad (63)$$

$$\hat{\varepsilon}_t = Y_t - \hat{\mu} - \hat{\phi}_1 Y_{t-1}$$

$$\bar{Y}_{-1} = \sum_{t=2}^T Y_t / (T - 1)$$

Düzeltme faktörü karmaşık görünmesine rağmen hesaplaması oldukça basittir. s_ε^2 'nin, σ_ε^2 'nin bir tahmincisi olduğuna dikkat edilmelidir. Bu eşitlikte $s_{T\ell}^2$, uzun dönem varyans tahmincisidir,

$$\sigma^2 \equiv \lim(T \rightarrow \infty) \left[T^{-1} E \left\{ \sum_{t=1}^T \varepsilon_t \right\}^2 \right]$$

s_e^2 ve $s_{T\ell}^2$ sıfır ise düzeltme faktörü de sıfır olacaktır.

$\hat{\tau}_\mu$ test istatistiği, PP testinde $Z_{\hat{\tau}_\mu}$ ile gösterilmektedir. Düzeltme faktörü biraz daha karmaşık olsa da bu istatistik de benzer faktörlerden yararlanmaktadır. $Z_{\hat{\tau}_\mu}$ istatistiği:

$$Z_{\hat{\tau}_\mu} = (s_e/s_{T\ell})\hat{\tau}_\mu - 0.5(s_{T\ell}^2 - s_e^2) \quad (64)$$

$$\left/ \left(s_{T\ell} \left[T^{-2} \sum_{t=1}^T (Y_{t-1} - \bar{Y}_{-1})^2 \right]^{0.5} \right) \right.$$

PP testinin gecikme parametresi olan ℓ ise pratikte otokorelasyon fonksiyonunun hesaplanması ile elde edilir. Hesaplanan otokorelasyon katsayısına karşılık gelen ve anlamlı olan en son gecikme değeri dikkate alınır. Ancak yapılan çalışmalarda gecikme parametresi $\ell \rightarrow \infty$ için $\ell = o\left(T^{1/3}\right)$ oranı yardımıyla tutarlı bir şekilde belirlenebilir. Bu koşul bir kontrol oranı olarak belirlenmektedir (Patterson, 2000: 264; Phillips ve Perron 1988: 336).

3.3.4.Kwiatkowski-Phillps-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi:

KPSS testi de ADF testi gibi bir zaman serisi için birim kök testi yapmaktadır. Bu testte amaç gözlenen seriyi deterministik trendden arındırarak seriyi durağanlaştırmaktır. KPSS testinde kurulan birim kök hipotezi ADF testlerinde kurulan hipotezlerden farklıdır. ADF testlerinde boş hipotez serinin durağan dışı olduğunu yani seride birim kök olduğunu; alternatif hipotez ise serinin durağan olduğunu yani seride birim kök olmadığını ima eder. Fakat KPSS testinde boş hipotez serinin durağan olduğunu yani seride birim kök olmadığını; alternatif hipotez ise serinin durağan olmadığını yani birim köke sahip olduğunu ima eder. Boş hipotezde sözü edilen durağanlık temelde trend durağanlığı göstermektedir çünkü seriler trendden arındırılmışlardır. Böylece trendden arındırılan seride birim kök olmaması, serinin aslında trend durağan olduğunu gösterir.

Burada dikkat edilmesi gereken bir diğer nokta şudur; boş hipotez trend durağanlığı gösterdiği için elde edilecek rassal yürüyüş hipotezinin varyansı sıfır

olacaktır. Rassal yürüyüşün normal ve durağan hatalarında normal bir beyaz gürültü olduğu varsayımı altında, trend durağan hipotez için, tek yanlı LM-istatistiği yerel en iyi değişmezlik (local best invariant(LBI)) gibi görülebilir. KPSS testi LM_c testi ile benzer biçimde belirlenmektedir. Dolayısıyla LM istatistiğinin oluşumu çok önemlidir. LM testinde boş hipotez, rassal yürüyüşün varyansının sıfır olduğunu ve serinin deterministik trend, rassal yürüyüş ve durağan hataların toplamı ile açıklandığını ima eder(Kwiatkowski vd, 1992: 159-178):

$$Y_t = \beta t + w_t + e_t \quad (65)$$

$$w_t = w_{t-1} + u_t \quad (66)$$

Burada w_t modelin rassal yürüyüşünü, t deterministik trendi, e_t durağan hataları gösterir. Ayrıca $u_t \sim IID(0, \sigma_u^2)$ 'dir. Durağanlık hipotezi u_t 'nin varyansının sıfır olduğunu ($\sigma_u^2 = 0$) varsayar. Ayrıca e_t durağandır ve $e_t \sim IIDN(0, \sigma_e^2)$ 'dir. Bu açıklamalar yardımıyla kurulan KPSS testi hipotezleri şöyledir: boş hipotez zaman serisinin trend durağan olduğunu (yani serinin birim köke sahip olmadığını); alternatif hipotez ise zaman serisinin durağan olmadığını (yani serinin birim köke sahip olduğunu) ima eder.

KPSS test istatistiğini hesaplamak için önce Y_t 'nin sabit terim ve trend üzerine regresyonu yapılır. Regresyon sonucunda elde edilen kalıntılar yani $\{e_t\}$ için kısmi süreç toplamı hesaplanır:

$$S_t = \sum_{i=1}^t e_i \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (67)$$

Eğer seride deterministik trend yoksa Y_t sadece sabit terim üzerine regrese edilerek $\{e_t\}$ elde edilir. Buradan LM istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanır:

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / \hat{\sigma}_e^2 \quad (68)$$

Bu eşitlikte $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$, $\{e_t\}$ 'nin varyansıdır ve $\hat{\sigma}_\varepsilon^2 = \sum e_t^2 / T$ ile hesaplanır. Fakat kalıntılar otokorelasyonlu olabilirler, Bu nedenle kalıntılar yardımı ile $\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ 'nin tutarlı bir tahmini olan $s^2(\ell)$ hesaplanır. Bu durumda LM istatistiği yeniden düzenlenmelidir. Yeni LM istatistiği şöyledir

$$LM = \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(\ell) \quad (69)$$

Burada $s^2(\ell) = T^{-1} \sum_{t=1}^T e_t^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^{\ell} w(s, \ell) \sum_{t=s+1}^T e_t e_{t-s}$ ve $w(s, \ell)$ opsiyonel

ağırlıklandırılmış fonksiyonlardır. Yani, Bartlett window olarak atıfta bulunulur. Spektral yoğunluk ile bulunan $w(s, \ell)$ aşağıdaki şekilde hesaplanır

$$w(s, \ell) = 1 - s/(\ell + 1) \quad (70)$$

$s^2(\ell)$ 'nin tutarlılığı için sınırlı gecikme parametresinin $\ell \rightarrow \infty$ için belirlenmesi zorunludur. Dolayısıyla $\ell = o\left(T^{1/2}\right)$ oranının hem boş hipotezi hem de alternatif hipotezi sağlaması gerekir. Diğer bir durum ise kalıntılarının IID olmamasıdır. Bu durumda test istatistiği T^{-2} ile normalize edilir. Böylece nihai KPSS test istatistiği aşağıdaki şekilde elde edilir.

$$\hat{\eta}_\mu = T^{-2} \sum_{t=1}^T S_t^2 / s^2(\ell) \quad (71)$$

Eğer deterministik kısım olmasaydı $\hat{\eta}_\mu$ yerine $\hat{\eta}_\tau$ hesaplanırdı. Hesaplanan KPSS test istatistiği ile simülasyon yapılarak elde edilen kritik değer karşılaştırılmasıyla klasik istatistiksel test yapılır (Sevüktekin ve Nargeleçkenler 2005: 305-307).

3.4.BOX-JENKINS YAKLAŞIMI

Zaman serisi model kurmada Box-Jenkins yaklaşımı gerçekleşen verilere en uygun ARIMA veri üretme sürecini bulma yöntemidir. 1970’li yıllarda George Box ve Gwilym Jenkins tarafından popüler hale getirilmiş ve zaman serisi analizleri ile önraporlamada uygulanan genel ARIMA modellerinin anlaşılması ve kullanılması için gerekli bilgileri anlaşılır bir biçimde bir araya getirerek ortaya koymuşlardır (Enders 2004: 60; Griffiths vd, 1993: 666-667).

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2005)’te belirtildiğine göre, Box ve Jenkins bu yaklaşımda temel fikrin basitlik (parsimonious: tutumluluk) prensibine dayandığını ifade etmişlerdir. Basitlik prensibi zaman serisi verilerinin özelliklerini ortaya koyan en optimal (minimum sayıda parametre veya serbestlik derecesini göz önünde tutan) modeli kurmayı öngörür. İlave her katsayının uyumu arttırması yanında serbestlik derecesini düşürme maliyeti dikkate alınmalıdır. Box ve Jenkins tutumlu modellerin aşırı parametrelili modellerden daha iyi önrapor ürettiklerini öne sürer. Tutumlu bir modelin verilere uyumu, gereksiz herhangi bir katsayının ilave edilmesinden daha iyidir. Amaç tam süreci elde etmek olmasa da, doğru veri üretme sürecine yaklaşımdır.

Yaklaşımdaki temel adımlar genel hatlarıyla zaman serisi modelinin belirlenmesi (tanımlanması), tahmin, test veya ayırt edici kontrol ile önraporlama olmak üzere dört aşamada ele alınabilir.

3.4.1.Modelin Belirlenmesi

Bu aşamada araştırmacı, serinin grafiğini, otokorelasyon fonksiyonunu ve kısmi korelasyon fonksiyonunu dikkatli bir şekilde incelemelidir (Enders 2004: 67). Serinin grafiği bize verilerdeki dışa düşen değerler (outlier), eksik değerler (missing values) ve yapısal kırılmalarla ilgili olarak önemli bilgiler verir. Durağan olmayan değişkenler belirgin bir trende sahip olabilirler ve ya sabit bir uzun dönem ortalama ve varyansı olmaksızın hareket ediyor gibi gözükübilirler. Eksik değerler ve dışa düşen değerler bu aşamada düzeltilebilir.

Y_t gibi bir seriyi modellemek istediğimizde ilk sorun bütünleşme derecesi d 'yi belirlemektir. Yani durağan bir seri elde etmek için alınacak fark sayısını tanımlamaktır. Bunu yapmak için bir durağan serinin otokorelasyon fonksiyonu ρ_k 'nin sifıra yaklaşan k gecikme sayısı saptanır. Bunu anlamak için (p, q) 'uncu dereceden durağan bir ARMA sürecini ele alalım. Bu sürecin hareketli ortalama kısmının otokorelasyon fonksiyonu $k > q$ için sıfırdır. Dolayısıyla süreç yalnızca q dönemlik bir belleğe sahiptir. Başka bir ifadeyle eğer Y_t bir MA(q) süreci ise $k > q$ için $\rho_k = 0$ 'dır. Öte yandan durağan bir ARMA sürecinin otoregresif kısmı için otokorelasyon fonksiyonunun geometrik olarak sönen bir yapıya sahip olduğunu biliyoruz. Nihayet, bütün bir ARMA süreci için otokorelasyon fonksiyonu ilk $q-p$ dönem için hareketli ortalama özelliğine yani geometrik olarak azalmaya devam eder.

d 'yi belirlemek için ilk önce orijinal seri Y_t 'nin otokorelasyon fonksiyonu bulunur ve serinin durağan olup olmadığına bakılır. Eğer durağan değilse serinin farkı alınır ve tekrar ΔY_t 'nin otokorelasyon fonksiyonu bulunur. Bu süreç seri durağan olana kadar tekrarlanır ve $\Delta^d Y_t$ ile durağan seri tanımlanır. Yani otokorelasyon fonksiyonu k gecikmede sifıra gider. Bir başka yöntem ise zaman serisi baştan sona bir trend özelliğine sahipse, seri muhtemelen durağan olmadığından trendden arındırılmalıdır.

d belirlendikten sonra durağan seri $W_t = \Delta^d Y_t$ ile başka bir çalışma yapılır ve p ve q için olası tanımlamayı yapabilmek amacıyla hem otokorelasyon fonksiyonu hem de kısmi otokorelasyon fonksiyonu hesaplanır. Düşük dereceli süreçler için bu çok zor değildir, çünkü AR(1), AR(2), MA(1), MA(2) ve ARMA(1, 1) gibi süreçler için otokorelasyonlar birbirlerinden kolaylıkla ayrılır ve tanımlanabilirler. Bununla birlikte eğer zaman serileri düşük derecede bir ARMA süreci ile modellenemez ise p ve q 'nun tanımlanması oldukça zor ve tam ve kısmi otokorelasyonlarının bütünüyle gözden geçirilmesi gerekir. Örneğin, otokorelasyon fonksiyonlarındaki sivrilikler hareketli ortalama terimlerinin göstergesi olabilir ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu sürecin otoregresif parçasının derecesini belirlemede rehberlik yapar. Bu nedenle bu çalışmada AR(1), AR(2), MA(1), MA(2), ARMA(1, 1), ARMA(1, 2) ve ARMA(2, 1) süreçleri için korelasyon fonksiyonları (ACF ve PACF) hesaplanmıştır.

Durağan modeller için otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının teorik davranışı Tablo 3.1 ile gösterilmektedir

Tablo 3.1: ACF ve PACF'nin teorik davranışları

Model	Otokorelasyon Fonksiyonu	Kısmi Otokorelasyon Fonksiyonu
AR(p)	Azalarak kaybolur*	p-gecikme sonra kesilir
MA(q)	q-gecikme sonra kesilir	Azalarak kaybolur
ARMA(p,q)	q-gecikmeden başlayarak azalarak kaybolur	p-gecikmeden başlayarak azalarak kaybolur

* Azalma (yaklaşık olarak) üstel(geometrik) veya bir sinüs dalgası şeklindedir.

3.4.2. Parametre tahminleri

Uygun bir zaman serisi modeli kesin olarak belirlendikten sonra, sürecin parametreleri tahmin edilir. Eğer pür bir AR süreci belirlenmişse bu durumda parametreler en küçük kareler yöntemi yardımıyla tahmin edilirler. Herhangi bir MA süreci belirlenmişse maksimum benzerlik veya yine en küçük kareler yöntemine başvurulur. Her ikisi aynı anda modelde yer alıyorsa doğrusal olmayan optimizasyon yöntemine gerek duyulur (Griffiths vd, 1993: 668; Montgomery vd, 1990: 263).

Bir ARIMA modelinin geçici olarak belirlendiğini ve $\delta = 0$ olduğunu varsayarsak yani ortalamadan değerden sapmaları kullanırsak;

$$\Phi(L)\Delta^d Y_t = \Phi(L)W_t = \Theta(L)e_t \quad (72)$$

Modeli bu şekilde yazdığımızda p sayıda otoregresif parametre ϕ_1, \dots, ϕ_p ve q sayıda hareketli ortalama parametresi $\theta_1, \dots, \theta_q$ tahmini bulunabilir. Regresyon modelinde olduğu gibi gerçek zaman serisi $W_t = \Delta^d Y_t$ ile uydurulan zaman serisi \hat{W}_t arasındaki farkların kareleri toplamları minimum olan parametre değerleri seçilir.

(72) no'lu denklem için e_t serisini yeniden düzenlersek

$$e_t = \Theta^{-1}(L)\Phi(L)W_t \quad (73)$$

yazabiliriz. Tahmin yapmaktaki amaç, otoregresif parametrelerin (ϕ_1, \dots, ϕ_p) ve hareketli ortalama parametrelerinin $(\theta_1, \dots, \theta_q)$ bir setini bulabilmek için

$$S(\phi_1, \dots, \phi_p, \theta_1, \dots, \theta_q) = \sum_t e_t^2 \quad (74)$$

şeklindeki kareli hataların toplamını minimize etmektir. Parametre setleri $(\hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_p)$ ve $(\hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_q)$ ile gösterilir. Parametre değerleriyle ilgili kalıntılar da \hat{e}_t ile gösterilir. Dolayısıyla (74) no'lu denklemin minimumlaştırılması için

$$\hat{e}_t = \hat{\Theta}^{-1}(L)\hat{\Phi}(L)W_t \quad (75)$$

ve

$$S(\hat{\phi}_1, \dots, \hat{\phi}_p, \hat{\theta}_1, \dots, \hat{\theta}_q) = \sum_t \hat{e}_t^2 \quad (76)$$

olmalıdır. Eğer modelde hareketli ortalama terimleri varsa bu tahmini yapmak zordur. Çünkü böyle bir durumda (73) no'lu denklem parametreleri cinsinden doğrusal değildir. Bu durumda (76) no'lu denklemin minimizasyonu için bir iteratif doğrusal olmayan tahmin yöntemi kullanılmalıdır. Ayrıca serinin ilk hata terimi e_1 geçmiş ve gözlenmeyen değerlere $W_0, W_{-1}, \dots, W_{-p+1}$ ve $e_0, e_{-1}, \dots, e_{-q+1}$ 'e bağlıdır. Dolayısıyla doğrusal olmayan tahmin sürecini uygulamadan önce serinin başlangıç değerini elde etmek için bazı yöntemler kullanılır (Pindyck ve Rubinfeld 1991: 499-500).

DÖRDÜNCÜ BÖLÜM

GARCH MODELİ'NİN UZANTILARI VE MARKOV-DÖNÜŞÜMLÜ ARCH (SWARCH) MODELİ

Engle (1982) tarafından geliştirilen ve bu alandaki ilk model olan ARCH modelinin ekonometri alanında yaygın olarak kullanılması, bu modelin çeşitli uzantılarının geliştirilmesine neden olmuştur. ARCH ile birlikte özellikle ekonometri ve finans alanlarında geniş uygulama alanı bulan Üstel GARCH (EGARCH), Bütünleşmiş GARCH (IGARCH), Ortalamadaki ARCH (ARCH in Mean: ARCH-M), Ortalamadaki GARCH (GARCH in Mean: GARCH-M), Eşiksel GARCH(TGARCH) modelleri bu bölümde kısaca tanıtılacaktır.

4.1.ÜSTEL GARCH (EGARCH) MODELİ

Nelson (1991) tarafından geliştirilen Üstel GARCH (Exponential GARCH: EGARCH) modelinde koşullu varyans, yeni bir matematiksel fonksiyon ile tanımlanmaktadır. GARCH modelindeki gecikmeli artık karelerini, asimetrisinin algılanabileceği şekilde bir fonksiyon ile ikame etmektedir. Model, koşullu varyanstaki negatif olmama zorunluluğunu sağlamak üzere kullanılmaktadır.

Nelson, bu modelde negatif olmama zorunluluğunu sağlamak için koşullu varyans denkleminde logaritmik dönüştürme yapmıştır. Böylece $\ln h_t$ değişkeni, gecikmeli tesadüfi değişkenlerin doğrusal bir bileşeni olarak modellenmektedir. EGARCH modeli

$$\ln(h_t) = \alpha_0 + \alpha_1 \left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right) + \delta_1 \left| \frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{0.5}} \right| + \beta_1 \ln(h_{t-1}) \quad (77)$$

şeklinde ifade edilmektedir Modelde ε_{t-1}^2 'nin değeri yerine, ε_{t-1} 'in standardize edilmiş düzeyi $(\varepsilon_{t-1}/(h_{t-1})^{0.5})$ kullanılmıştır (Enders, 2004: 142).

Nelson'un modelinde logaritmik koşullu varyans, artıkların hem büyüklüğünden hem işaretinden etkilendiği gibi aynı zamanda kendi gecikmeli değerlerinden de etkilenmektedir (Bollerslev vd, 1994: 2969).

EGARCH modelinin avantajı, tüm parametre kümelerinde negatif olmama koşulunun varlığı aranmaksızın, koşullu varyanstaki pozitifliği sağlayabilmesidir (Hamilton, 1994: 668).

4.2.BÜTÜNLEŞMİŞ GARCH (IGARCH) MODELİ

Engle ve Bollerslev (1986) bu modeli tanıtmışlardır. Nelson (1990) bu modellere sağladığı katkıyla koşullu varyans(h_t) için, GARCH modeli istikrar koşullarının IGARCH modelleri için geçerliliğini koruduğunu kanıtlamıştır.

Finansal zaman serilerinde koşullu oynaklık kalıcı olma eğilimindedir. Bu seriler için GARCH(1, 1) modeli tahmin edildiğinde α_1 ve γ_1 toplamının bire çok yakın olduğu görülmektedir. Nelson (1990), $\alpha_1 + \gamma_1$ kısıtının bire eşit olmasının, bir varlık getirisi dağılımının oldukça tutumlu bir gösterimini vereceğini savunmuştur. Bazı yönlerden, bu kısıt koşullu varyansı birim kök içeren bir süreç gibi davranmaya zorlayacaktır. IGARCH modeli bazı çok ilginç özelliklere sahiptir. Koşullu varyansın bir dönem sonraki öngörüsü;

$$h_{t+1} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_t^2 + \gamma_1 h_t \quad (78)$$

şeklinde yazılabilir. $\varepsilon_t^2 = v_t^2 h_t$ denklemini j dönem sonrası için $\varepsilon_{t+j}^2 = v_{t+j}^2 h_{t+j}$ şeklinde yazmak mümkündür. Bu denklemin her iki tarafının koşullu beklentisi,

$$E_t(\varepsilon_{t+j}^2) = E_t(v_{t+j}^2 h_{t+j}) \quad (79)$$

v_{t+j} , h_{t+j} 'den bağımsızdır ve $E_t(v_{t+j}^2) = 1$ 'dir. Bu durumda

$$E_t(\varepsilon_{t+j}^2) = E_t(h_{t+j}) \quad (80)$$

olacaktır. (80) no'lu ifade, GARCH(1, 1) sürecinin koşullu varyansının öngörüsünün elde edilmesinde kullanılmaktadır. GARCH(1, 1) sürecinin koşullu varyans denklemini j dönem sonrası için

$$h_{t+j} = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t+j-1}^2 + \gamma_1 h_{t+j-1} \quad (81)$$

şeklinde yazılabilmektedir. Bu ifadenin koşullu beklentisi ise,

$$E_t(h_{t+j}) = \alpha_0 + \alpha_1 E_t(\varepsilon_{t+j-1}^2) + \gamma_1 E_t(h_{t+j-1}) \quad (82)$$

olacaktır. (80) ve (82) no'lu ifadelerin birleştirilmesiyle

$$E_t(h_{t+j}) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \gamma_1) E_t(h_{t+j-1}) \quad (83)$$

elde edilmektedir. Burada, $\alpha_1 + \gamma_1 = 1$ ise, koşullu varyansın bir dönem sonraki öngörüsü,

$$E_t(h_{t+1}) = \alpha_0 + h_t \quad (84)$$

ve j dönem sonraki öngörüsü,

$$E_t(h_{t+j}) = j\alpha_0 + h_t \quad (85)$$

olacaktır. Böylece sabit terim (intercept) olan α_0 dışında j dönem sonraki koşullu varyansın öngörüsü, cari dönem değerine eşit olacaktır. Ayrıca, koşulsuz varyansın sonsuz olduğu açık bir şekilde görülmektedir. Bununla birlikte Nelson (1990) birim kök içeren bir IGARCH süreci ile bir ARIMA süreci arasındaki benzerliğin kusursuz bir benzerlik olmadığını göstermiştir. $\alpha_1 + \gamma_1 = 1$ ve $h_{t-1} = Lh_t$ veri iken koşullu varyans aşağıdaki şekilde yazılabilmektedir,

$$h_t = \alpha_0 + (1 - \gamma_1)\varepsilon_{t-1}^2 + \gamma_1 L h_t \quad (86)$$

h_t için çözüm,

$$h_t = \alpha_0 / (1 - \gamma_1) + (1 - \gamma_1) \sum_{i=0}^{\infty} \gamma_1^i \varepsilon_{t-1-i}^2 \quad (87)$$

olarak elde edilmektedir. Böylece, doğru bir durağan olmayan süreçten farklı olarak, koşullu varyans, $\{\varepsilon_t^2\}$ serisinin geçmiş ve cari gerçekleştirmelerinin azalan bir fonksiyonu olmaktadır. Aslında, bir IGARCH modeli herhangi bir GARCH modeli gibi tahmin edilebilmektedir (Enders, 2004: 140-41).

4.3. ORTALAMADAKİ ARCH (ARCH-M) MODELİ

ARCH-M modelleri, özellikle finans piyasalarındaki esnekliğin ve oynaklığın açıklayıcı değişken olarak modele dahil edilmesine izin vermektedirler. Ortalamadaki-ARCH (ARCH-in-mean: ARCH-M) olarak adlandırılan bu modeller Engle, Lilien ve Robins (1987) tarafından geliştirilmiştir.

Bu modelde koşullu varyans (h_t) veya karekökü ($h_t^{1/2}$: koşullu standard sapma), koşullu ortalama fonksiyonundaki açıklayıcı değişkenler kümesinin içinde yer almaktadır. Böylece tüm “ortalama” sınıfı koşullu varyans modellerinde olduğu gibi, oynaklıktaki artışlar ile ilgilenilen değişken arasındaki ilişki ölçülebilmektedir.

Model genel formülasyonu ile,

$$y_t | \Omega_{t-1} \sim N(\chi_t \beta + w h_t, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + v_t \quad (88)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \chi_t \beta$$

şeklinde yazılabilir. Varyans tanımlamasında $\log h_t$ veya h_t 'nin kullanılması ARCH-M formülasyonunda ve modelin tanımlamalarında yapısal bir değişiklik yaratmamaktadır.

Bu modelin tahmininde de uygun yöntem en yüksek olabilirlik yöntemidir. Burada, ARCH modelinden farklı olarak, bilgi matrisi (Ω), koşullu ortalama ve varyans denklemlerindeki parametreler için blok köşeğen (diagonal) değildir. Ayrıca ARCH modelindeki durağanlık ve negatif olmama kısıtları ARCH-M modeli için de geçerli olmaktadır (Gökçe, 1998: 80).

4.4. ORTALAMADAKİ GARCH (GARCH-M) MODELİ

ARCH-M modelinin genişletilerek GARCH modellerine uyarlanmış hali olan GARCH-M modelleri ilk kez Bollerslev (1987) makalesi ile tanıtılmıştır. “Ortalamadaki GARCH” (GARCH-in-mean: GARCH-M) modelinde de modelin koşullu ortalama denklemi, koşullu varyansın doğrusal bir fonksiyonudur.

GARCH-M modeli genel formülasyon ile,

$$y_t | \Omega_{t-1} \sim N(\chi_t \beta + w h_t, h_t)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i h_{t-i} \quad (89)$$

$$\varepsilon_t = y_t - \chi_t \beta$$

şeklinde ifade edilmektedir. GARCH-M modelleri ile koşullu varyansın genelleştirilmiş hali veya karekökü, koşullu ortalama fonksiyonunda yer almaktadır. Kullanılan verilerin özellikleri ve modele gösterdikleri uyuma göre koşullu ortalama fonksiyonuna, $\log h_t$ veya $h_t^{1/2}$ dönüşümlerinden uygun olanı alınabilir. En çok olabilirlik yöntemi bu model için de en uygun tahmin yöntemidir. GARCH modelinin durağanlık koşulları ve kısıtları geçerliliğini korumaktadır.

4.5.EŞİKSEL GARCH (TGARCH) MODELİ

“Eşiksel GARCH” (Treshold-GARCH: TGARCH) modeli, eşiksel koşullu varyansı irdelemeye yönelik bir yaklaşımdır. Burada, koşullu varyans bir işaret fonksiyon olup, farklı yönlerde ve büyüklüklerdeki yapıyı modellemede kullanılabilir. Bu durumda Engle ve Bollerslev (1986) yeni değişkenin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması halinde, koşullu varyanstaki ARCH etkisinin ortaya çıkacağını belirtmiştir. Buna göre model,

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum \beta \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i h_{t-i} \quad (90)$$

şeklinde yazılabilir. $\varepsilon_t = 0$ ise beklenen oynaklık $E_t(h_{t+1}) = 0$ olacaktır. Burada ε_t bir şoku (pozitif veya negatif olabilir) temsil etmektedir. Glosten, Jaganathan ve Runkle, pozitif ve negatif şokların, oynaklık üstünde nasıl farklı etkiler yapmasına izin verdiğini göstermişlerdir. Buna göre, $\varepsilon_{t-1} = 0$ bir eşik olmaktadır ve bu eşikten büyük şoklar, eşik altındaki şoklardan farklı etkilere sahiptirler. (90)'daki TARARCH modelinde d_{t-1} bir kukla (dummy) değişkendir. $\varepsilon_{t-1} < 0$ olduğu durumda $d_{t-1} = 1$; $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ olduğu durumda ise $d_{t-1} = 0$ 'dır. Yani d_{t-1} 'in sıfır değerini alması ε_{t-1} 'in pozitif değerleri ile ilişkili olmaktadır. Bu nedenle, eğer $\varepsilon_{t-1} \geq 0$ ise, h_t üzerindeki bir ε_{t-1} şoku ile ilgili etki $\alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2$ kadar olacaktır. $\varepsilon_{t-1} < 0$ olduğunda ise h_t üzerindeki ε_{t-1} şoku ile ilgili etki $(\alpha_1 + \beta_1) \varepsilon_{t-1}^2$ olacaktır. Eğer, $\beta_1 > 0$ ise, oynaklık üzerinde, negatif şoklar pozitif şoklardan daha büyük etkiye sahip olacaklardır. β_1 katsayısının istatistiksel olarak anlamlı (sıfırdan farklı) olması kullanılan verinin bir eşik etkisi içerdiği anlamına gelmektedir (Enders, 2004: 141).

4.6.MARKOV-DÖNÜŞÜMLÜ OTOREGRESİF DEĞİŞEN VARYANS (SWARCH) MODELİ

Bazı araştırmacılar hem zayıf öngörü performansının hem de ARCH modellerindeki sahte biçimde yüksek dirençliliğin (persistence), ARCH sürecindeki yapısal değişikliklerle ilgili olduğunu öne sürmüşlerdir. Dirençlilik parametresi λ için

yüksek tahmin, alt örneklem karışısında sağlam olmayan (nonrobust) olarak bilinir. Diebold (1986) ve Lamoureux ve Lastrapes (1990) λ için yüksek tahmin edilmiş değerin, varyans sürecindeki örneklem boyunca oluşan yapısal değişiklikleri yansıtabileceğini tartışmışlardır. Bu, Perron (1989)'un bir serinin düzeyinin nitelendirilmesinde birim kökün sahte etkisini verebilen rejim değişikliği gözlemi ile ilgilidir.

Bu sonuçlar için bir ARCH sürecinin parametrelerinin bazen değişebildiği bir spesifikasyon araştırılmıştır. y_t , gözlenmiş değişkenlerin bir vektörü olsun ve s_t de 1,2,...,K değerlerini alabilen, gözlenemeyen bir rassal değişkeni göstere. s_t 'nin bir Markov zinciri aracılığıyla tanımlanabildiği varsayılmaktadır. Buna göre,

$$\begin{aligned} & \text{Prob}(s_t = j | s_{t-1} = i, s_{t-2} = k, \dots, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots) \\ & = \text{Prob}(s_t = j | s_{t-1} = i) = p_{ij} \quad ; \quad i, j = 1, 2, \dots, K \end{aligned}$$

Bu geçiş olasılıklarını aşağıdaki şekilde ($K \times K$) matrisinde toplamak kullanışlı olabilmektedir:

$$\mathbf{P} = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{21} & \dots & p_{K1} \\ p_{12} & p_{22} & \dots & p_{K2} \\ \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ p_{1K} & p_{2K} & \dots & p_{KK} \end{bmatrix} \quad (91)$$

\mathbf{P} 'nin j. satır, i. sütun elemanı durum i'den durum j'ye geçme olasılığını göstermektedir. Yani:

\hat{p}_{11} : Düşük oynaklık durumunda iken düşük oynaklık durumunda kalma olasılığı

\hat{p}_{21} : Yüksek oynaklık durumunda iken düşük oynaklık durumuna geçme olasılığı

\hat{p}_{12} : Düşük oynaklık durumunda iken yüksek oynaklık durumuna geçme olasılığı

\hat{p}_{22} : Yüksek oynaklık durumunda iken yüksek oynaklık durumunda kalma

olasılığı

Ayrıca P matrisinin her bir sütununun toplamının bire eşit olduğuna dikkat edilmelidir.

s_t değişkeni “durum (state)” veya “rejim (regime)” olarak, t-zamanındaki süreçte hesaba katılır. Bunun aracılığıyla s_t 'nin, y_t 'nin koşullu dağılımının parametrelerini yönettiği kastedilmektedir. Eğer y_t 'nin yoğunluğu hem kendi gecikmeli değerlerine hem de durum (yani s_t) için şimdiki ve önceki değerlerine koşullu ise bilinen formu,

$$f(y_t | s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_0) \quad (92)$$

şeklinde olacaktır. Hamilton (1989)'da gözlemlenmiş veriler için, olabilirlik (likelihood) fonksiyonunu değerlendirmede kullanılabilen ve gözlemlenemeyen rejimler hakkında sonuç çıkarma yapabilmek için metodlar geliştirilmiştir. Örneğin, y_t ; $s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}$ 'nun gözlemlenmemiş gerçekleştirmelerine bağımlı parametreleri olan bir ARCH(q) sürecini izlemektedir. Böyle modeller Brunner (1991) tarafından enflasyon verileri için tahmin edilmiştir.

(92)'deki ifade yapısal değişikliklerin tanımlanması için genel iskeleti sağladığı halde y_t 'nin yoğunluğu sadece q parametresi aracılığıyla temsil edilen, s_t 'nin gecikmelerinin sonlu sayısına bağlı olabilir şeklindeki kısıta sahiptir. Böylece, örneğin ARCH(q) sürecinin parametrelerine değişiklik için izin verebilmekte ama $p > 0$ ile beraber bir GARCH(p, q) sürecindeki değişikliklere (92)'in özel bir durumu olarak izin verilmemektedir.

Amaç farklı olası rejimler için tutumlu (parsimonious) betimlemeyi seçmektir. Her bir rejim ile ilgili tüm parametrelerin değiştiği bir spesifikasyon, muhtemelen nümerik olarak uygulanması zor ve aşırı parametrelidir olacaktır. Hamilton (1989) koşullu ortalama için aşağıdaki rejim dönüştürme (regime-switching) modelini önermiştir:

$$y_t = \mu_{s_t} + \tilde{y}_t$$

Burada, μ_{s_t} , $s_t = 1$ olduğunda μ_1 parametresini, $s_t = 2$ olduğunda μ_2 parametresini göstermektedir. (3, 4, için devam eder) \tilde{y} değişkeninin sıfır ortalamalı, q. dereceden bir otoregresyonu izlediği varsayılmaktadır. Yani,

$$\tilde{y}_t = \phi_1 \tilde{y}_{t-1} + \phi_2 \tilde{y}_{t-2} + \dots + \phi_q \tilde{y}_{t-q} + v_t$$

Bu spesifikasyonun arkasındaki düşünce, μ_{s_t} 'nin değerleri aracılığıyla, y_t 'nin ortalama düzeylerinde ara sıra olan ani kaymaları zaptedebilmesidir.

Bir AR(p) süreci şöyle tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} y_t &= \alpha + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t \\ \varepsilon_t &= \sqrt{g_{s_t}} \cdot \tilde{\varepsilon}_t \\ \tilde{\varepsilon}_t &= h_t \cdot v_t \end{aligned} \quad (93)$$

Koşullu varyans için, yukarıda değinilen koşullu ortalama yaklaşımın doğal bir uzantısı, bu AR(p) sürecindeki ε_t 'yi (93)'teki şekilde modelleyebilmesidir.

Burada v_t , sıfır ortalamalı, birim varyanslı, student-t dağılımı göstermektedir. Ayrıca $\tilde{\varepsilon}_t$ 'nin, $\tilde{\varepsilon}_t = h_t v_t$ biçimindeki standard ARCH(q) sürecini izlediği varsayılmaktadır. Bu durumda h_t ,

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \tilde{\varepsilon}_{t-1}^2 + \alpha_2 \tilde{\varepsilon}_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \tilde{\varepsilon}_{t-q}^2 \quad (94)$$

denklemini sağlamaktadır.

ARCH(q)'nun temelini oluşturan $\tilde{\varepsilon}_t$ değişkeni, süreç $s_t = 1$ rejiminde iken $\sqrt{g_1}$ sabitiyle, $s_t = 2$ olduğunda $\sqrt{g_2}$ sabitiyle çarpılmakta ve böyle devam edilmektedir. $j = 2, 3, \dots, K$ için $g_j \geq 1$ ile birlikte ilk durum olan g_1 için faktör, bire normalleştirilmiştir. Böylece sürecin ölçeğindeki değişiklikler olarak rejimdeki

değişiklikler model için bir fikir olmaktadır. Şimdiki (cari) ve geçmiş rejimlere koşullu olarak varyans, artık ε_t için,

$$\begin{aligned}
E &= \left(\varepsilon_t^2 \mid s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}, \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots, \varepsilon_{t-q} \right) \\
&= g_{s_t} \left\{ \alpha_0 + \alpha_1 \left(\varepsilon_{t-1}^2 / g_{s_{t-1}} \right) + \alpha_2 \left(\varepsilon_{t-2}^2 / g_{s_{t-2}} \right) + \dots + \alpha_q \left(\varepsilon_{t-q}^2 / g_{s_{t-q}} \right) \right\} \\
&\equiv \sigma_t^2 (s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q})
\end{aligned} \tag{95}$$

(93)'teki ε_t , K-durumlu q. dereceden bir Markow- Switching ARCH süreci izler denilmektedir. Bu, $\varepsilon_t \sim \text{SWARCH}(K, q)$ biçimde gösterilmektedir. Modelin hem Gaussyen ($v_t \sim N(0, 1)$) hem de Student-t (v_t , ν serbestlik derecesi ile t dağılımına ve birim varyansa sahiptir) biçimleri araştırılmıştır.

Örneklem log-olabilirlik fonksiyonunu hesaplamak için, iterasyonun t. adımı

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} \mid y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-3}) \tag{96}$$

şeklinde yazılabilmektedir. (96) ile gösterilen K^{q+1} sayıda ifadenin her biri $p_{s_t, s_{t+1}}$ ile çarpılmıştır ve $f(y_{t+1} \mid s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-q+1})$ aracılığıyla K^{q+1} sayıda olasılık elde edilebilir. Yani,

$$p(s_{t+1}, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}, y_{t+1} \mid y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-3}) \tag{97}$$

Gaussyen spesifikasyonu için yukarıda gösterilen hesaplama kullanılmaktadır,

$$\begin{aligned}
&f(y_{t+1} \mid s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-q+1}) \\
&= \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_{t+1}^2(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1})}} \cdot \exp \left\{ \frac{-(y_{t+1} - a - \phi y_t)^2}{2\sigma_{t+1}^2(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1})} \right\},
\end{aligned}$$

burada $\sigma_t^2(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q})$, $\varepsilon_t \equiv y_t - a - \phi y_{t-1}$ ile beraber (95)'te verilmiştir. Modelin Student-t biçimi için yukarıdaki ifade yerine,

$$\begin{aligned} & f(y_{t+1} | s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}, y_t, y_{t-1}, \dots, y_{t-q+1}) \\ &= \frac{\Gamma[(v+1)/2]}{\Gamma(v/2) \cdot \sqrt{\pi} \cdot \sqrt{v-2} \cdot \sigma_{t+1}(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1})} \\ & \times \left\{ 1 + \frac{(y_{t+1} - a - \phi y_t)^2}{(v-2) \cdot \sigma_{t+1}^2(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1})} \right\}^{-(v+1)/2} \end{aligned}$$

(97) ifadesi, y_{t+1} 'in koşullu yoğunluğu ile toplanır,

$$\begin{aligned} & f(y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-3}) \\ &= \sum_{s_{t+1}=1}^K \sum_{s_t=1}^K \dots \sum_{s_{t-q}=1}^K p(s_{t+1}, s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q}, y_{t+1} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-3}), \end{aligned} \quad (98)$$

Bu ifadeden örneklem log-olabilirlik fonksiyonu (log-likelihood function),

$$\mathbf{L} = \sum_{t=1}^T \ln f(y_t | y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_{-3}) \quad (99)$$

şeklinde hesaplanmıştır. Eğer, herhangi bir veri (sabit) $s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1}$ için (97) no'lu ifadedeki elemanlar s_{t-q} 'dan K'ya kadar toplanırsa ve sonra elde edilen sonuç (98) no'lu ifade ile bölünürse,

$$p(s_{t+1}, s_t, \dots, s_{t-q+1} | y_{t+1}, y_t, \dots, y_{-3}) \quad (100)$$

şeklindeki, iterasyonun t+1. adımı için bir girdi olan bu ifade elde edilecektir.

İterasyon $p(s_0, s_{-1}, \dots, s_{-q} | y_0, y_{-1}, \dots, y_{-3})$ ile başlatılmaktadır. Bu ifade Hamilton (1994)'te Markov zinciri aracılığıyla dolaylı olarak gösterilmiş $\pi = (A'A)^{-1} A'e_{N+1}$

eşitliği ile tarif edilen ergodik olasılıklara eşittir. Düzeltilmiş olasılıklar (smoothed probabilities) $p(s_t|y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-3})$ 'ün hesaplanması için Kim'in (1994) algoritması Hamilton (1994)'te (22.4.14) nolu denklemde tanımlanmıştır.

(99)'daki örneklem log-olabilirlik fonksiyonu $g_1 = 1, \sum_{j=1}^K p_{ij}$; $i = 1, 2, \dots, K$ için ve $0 \leq p_{ij} \leq 1$; $i, j = 1, 2, \dots, K$ için kısıtları altında, yığın parametreleri $a, \phi, \alpha_0, \alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_q, p_{11}, p_{12}, \dots, p_{kk}, g_1, g_2, \dots, g_k$ ve v ile ilgili olarak nümerik biçimde maksimize edilebilmektedir. (100)'deki ifade t zamanında gözlemlenmiş bilgiye dayandığı zaman "filtre olasılığı"(filter probability) olarak adlandırılmaktadır. Bu filtre olasılığı,

$$p(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q} | y_t, y_{t-1}, \dots, y_{-3}) \quad (101)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. (101) aynı zamanda koşullu olasılığı göstermektedir. Bu olasılıkta t-zamanında durum s_t 'nin değeri, t - 1 zamanında s_{t-1} 'nin değeri ,.... ve t - q zamanında da s_{t-q} 'nin değeri olmaktadır. Bu olasılıklar t zamanı boyunca gözlemlenmiş y'nin değerlerine koşulludurlar. Madem ki $(s_t, s_{t-1}, \dots, s_{t-q})$ için K^{q+1} tane olasılık biçimi var, (101)'in formu K^{q+1} sayıdadır; bu K^{q+1} bu yorum aracılığıyla bire toplanmaktadır.

Alternatif olarak, gözlemlerin tam örneklemi

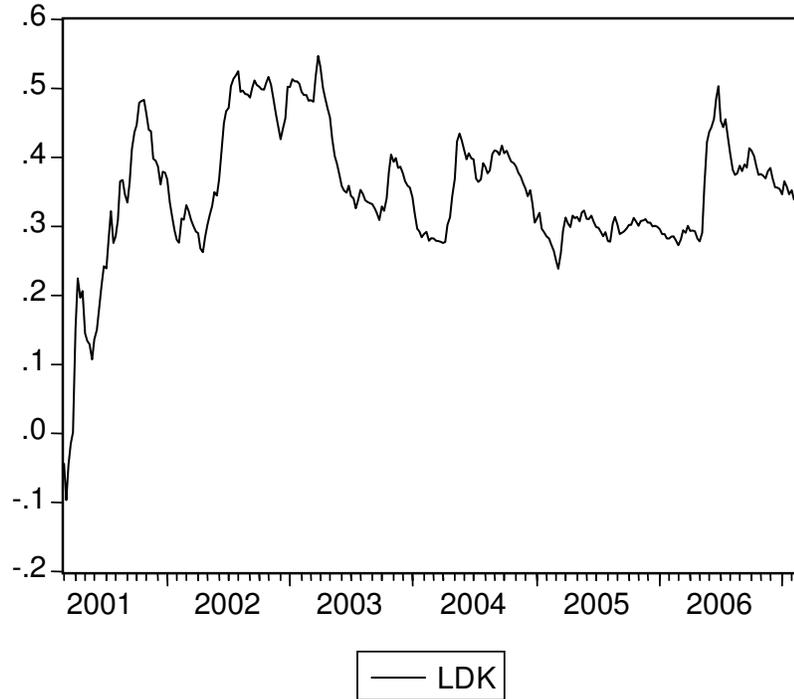
$$p(s_t | y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-3}) \quad (102)$$

biçimide düzeltilmiş olasılık yapısı göstermektedir. Bu ifade örneklemdaki her t zamanı için K sayıda olasılığı göstermektedir ve yine bu K sayıları toplanmaktadır (Hamilton ve Susmel, 1994: 316-319).

BEŞİNCİ BÖLÜM

VERİLER VE AMPİRİK ANALİZ

Bu çalışmada 02/03/2001 ile 02/03/2007 tarihleri arası nominal döviz kuru (TL/\$) verileri kullanılarak tahmin modeli oluşturulacaktır. Döviz kuru verileri olarak Amerikan Doları değerleri kullanılmıştır. Verilerin doğal logaritmaları alınmıştır. Döviz kuru değerleri haftalık olarak T.C Merkez Bankası Elektronik Veri Dağıtım Sistemi (EVDS)'den alınmıştır. Veriler aşağıdaki grafikte gösterilmiştir.



Şekil 5.1: TL/\$ paritesinin yıllara göre aldığı değerler

İlk olarak haftalık nominal döviz kuru(TL/\$) verileri ile bir zaman serisi oluşturulmuştur. Daha sonra ölçeği küçültmek için serinin doğal logaritması alınmıştır. Seri LDK olarak isimlendirilmiştir. Serinin durağanlığının ve aynı zamanda birim köke sahip olup olmadığının tespiti için birim kök testleri yapılmıştır. LDK serisine ADF, PP ve KPSS birim kök testleri uygulanmıştır. Daha sonraki aşamada LDK serisinin takip

ettiği veri üretme sürecini belirleyebilmek için Box-Jenkins(1976) yaklaşımı izlenmiştir. Birim kök testleri, Box-Jenkins yaklaşımı ve ARCH ve GARCH modellerinin tahmininde E-Views paket programı kullanılmıştır. Son bölümde SWARCH modeli tahminde ise GAUSS programı kullanılmıştır.

5.1.BİRİM KÖK TESTLERİ SONUÇLARI

Üçüncü bölümde teorik çerçevesi anlatılan ADF, PP ve KPSS birim kök testleri ile nominal döviz kuru serisinin durağan olup olmadığı test edilmiştir. Uygulanan her testten elde edilen sonuçlar bu bölümde verilmiştir.

5.1.1. Genişletilmiş (Augmented) Dickey-Fuller (ADF) Birim Kök Testi Sonuçları:

Bu çalışmada ADF testi, LDK serisinin düzeyine uygulanmıştır. Bu birim kök testi üç farklı model yapısı varsayılarak yapılmıştır. Bunlardan ilki sabit terimin ve deterministik trendin olduğu model yapısı, ikincisi sabit terimin olduğu fakat deterministik trendin olmadığı model yapısı ve üçüncüsü hem sabit teriminin hem de deterministik trendin olmadığı model yapısıdır. Bu yapıları test etmemizi sağlayacak olan hipotezler şöyle kurulmuştur;

$$H_0 : \delta = 0 \quad (\text{LDK serisi birim köke sahiptir})$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad (\text{LDK serisi birim köke sahip değildir})$$

Burada boş hipotez aynı zamanda serinin durağan olmadığını, alternatif hipotez de serinin durağan olduğunu göstermektedir.

Her üç model yapısı test edilirken Akaike Bilgi Kriteri (AIC) kullanılmıştır.

Karar verme sürecinde, hesaplanan ADF istatistiği ile 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerine karşılık gelen kritik tablo değerleri karşılaştırılmıştır. ADF test istatistiği, tablo değerinden büyükse boş hipotez red edilemez. Tahmin edilen model sonuçları Tablo 5.1 ile özetlenmiştir.

Tablo 5.1: LDK serisi için ADF birim kök testi sonuçları

Seri	Sabitli Terim ve Trendli				
	Test İstatistiği	Gecikme Sayısı	0.01	0.05	0.10
LDK	-4.4364***	4	-3.9880	-3.4244	-3.1352
	Sabit Terimli ve Trendsiz				
LDK	Test İstatistiği	Gecikme Sayısı	0.01	0.05	0.10
	-4.3665***	4	-3.4513	-2.8706	-2.5717
	Sabit Terimsiz ve Trendsiz				
LDK	Test İstatistiği	Gecikme Sayısı	0.01	0.05	0.10
	-0.4371	1	-2.5723	-1.9418	-1.6160

***İstatistikler % 1 düzeyinde anlamlıdır.

Tabloda görüldüğü gibi ilk iki model için hesaplanan ADF birim kök testi sonuçlarından hareketle LDK serisinin birim kök içermediği (yani serinin durağan olduğu) ancak üçüncü model için model için birim kök içerdiği (yani serinin durağan olmadığı) bulunmuştur.

5.1.2. Phillips-Perron (PP) Birim Kök Testi Sonuçları:

PP testi, ADF testindeki gibi LDK serisinin düzeyine uygulanmıştır. PP birim kök testi de üç farklı model için yapılmıştır. $\delta = \phi_1 - 1$ olduğundan burada test edilen hipotezler şöyledir

$$H_0 : \delta = 0 \quad \text{LDK birim köke sahiptir}$$

$$H_1 : \delta < 0 \quad \text{LDK birim köke sahip değildir}$$

Burada boş hipotez aynı zamanda serinin durağan olmadığı, alternatif hipotez de serinin durağan olduğu anlamına gelir.

Her üç model yapısı test edilirken Akaike Bilgi Kriteri(AIC) kullanılmıştır.

Karar verme sürecinde, hesaplanan PP istatistiği ile 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerine karşılık gelen kritik tablo değerleri karşılaştırılmıştır. PP test istatistiği, tablo değerinden büyükse boş hipotez red edilemez. Tahmin edilen model sonuçları Tablo 5.2 ile özetlenmiştir:

Tablo 5.2: LDK serisi için PP birim kök testi sonuçları

Seri	Sabit Terimli ve Trendli				
LDK	Test İstatistiği	Bandwidth	0.01	0.05	0.10
	-4.1508***	5	-3.9876	-3.4242	-3.1351
Sabit Terimli ve Trendsiz					
LDK	Test İstatistiği	Bandwidth	0.01	0.05	0.10
	-4.2272***	4	-3.4510	-2.8705	-2.5716
Sabit Terimsiz ve Trendsiz					
LDK	Test İstatistiği	Bandwidth	0.01	0.05	0.10
	-0.3599	6	-2.5723	-1.9418	-1.6160

***İstatistikler %1 düzeyinde anlamlıdır

Yukarıda görüldüğü gibi ilk iki model için hesaplanan PP birim kök testi sonuçlarından hareketle LDK serisinin birim kök içermediği ancak üçüncü model için model için birim kök içerdiği bulunmuştur.

5.1.3.Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin (KPSS) Birim Kök Testi Sonuçları

KPSS testi, ADF ve PP testlerinde olduğu gibi LDK serisinin düzeyine uygulanmıştır. Bu test iki model varsayılarak yapılmıştır. Bunlar sabit terimli ve deterministik trendli model ile sabit terimli ve deterministik trendsiz modeldir. KPSS birim kök testi için kurulan hipotezler farklıdır. Bu test için hipotezler aşağıdaki gibidir,

H_0 : LDK Serisi (trend) durağandır

H_1 : LDK Serisi (trend) durağan değildir

Boş hipotez serinin trend durağan olduğunu buna karşın alternatif hipotez ise serinin durağan olmadığını ima etmektedir. Bu test yapılırken de Akaike bilgi kriteri (AIC) kullanılmıştır.

Karar verme sürecinde, hesaplanan KPSS test istatistiği ile 0.01, 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerine karşılık gelen kritik tablo değerleri karşılaştırılmıştır. KPSS test istatistiği, tablo değerinden küçükse boş hipotez red edilemez. Tahmin edilen model sonuçları Tablo 5.3 ile özetlenmiştir:

Tablo 5.3:LDK serisi için KPSS birim kök testi sonuçları

Seri	Sabit Terimli ve Trendli				
LDK	Test İstatistiği	Bandwidth	0.01	0.05	0.10
	0.1871***	14	0.2160	0.1460	0.1190
Sabit Terimli ve Trendsiz					
LDK	Test İstatistiği	Bandwidth	0.01	0.05	0.10
	0.1753***	14	0.7390	0.4630	0.3470

***İstatistikler %1 düzeyinde anlamlıdır.

Yukarıda görüldüğü gibi sabit terimli ve trendli model için hesaplanan KPSS test istatistiği 0.01 anlamlılık düzeyine karşılık gelen kritik değerden daha küçük olduğu için H_0 hipotezi kabul edilir. Yani 0.01 anlamlılık düzeyinde LDK serisi trend durağandır. 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde ise KPSS test istatistiği kritik değerlerden daha büyüktür. Dolayısıyla H_0 hipotezi red edilir. Bunun anlamı; LDK serisinin 0.05 ve 0.10 anlamlılık düzeylerinde trend durağan olmadığıdır. Bu sonuç göz ardı edilebilir. Yani LDK serisi (0.01 anlamlılık düzeyinde) sabit terimli ve trendli model için trend durağan bir seridir.

Sabit terimli ve trendsiz model için hesaplanan KPSS test istatistiği her üç anlamlılık düzeyindeki kritik değerlerden küçüktür. Bu nedenle H_0 hipotezi red edilemez. Yani LDK serisi sabit terimli ve trendsiz model için trend durağandır.

5.2.BOX-JENKINS YAKLAŞIMI SONUÇLARI

Bu çalışmada ele aldığımız LDK serisinin bütünleşme derecesini (d) belirlemek için otokorelasyon fonksiyonuna baktığımızda gecikme sayısı arttıkça anlamlı otokorelasyonların olmadığını yani otokorelasyonun azalarak kaybolduğunu görmekteyiz. Bu durumda orijinal LDK serisi durağandır, herhangi bir dönüştürmeye ihtiyaç yoktur. Dolayısıyla model ARMA ile tahmin edilip, öngörü işlemi yapılmalıdır.

Durağan LDK serisinden uygun p ve q tanımlamasını yapmak için önce AR(1) süreci için otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ve kısmi otokorelasyon fonksiyonu (PACF) hesaplanmıştır. Fonksiyonların korelogramlarını incelediğimizde sadece birinci gecikme için anlamlı otokorelasyonlar olduğunu, ikinci gecikmeden sonra yani $k > p$ için kısmi otokorelasyonların hızlı bir biçimde düştüğünü hatta ortadan kalktığını, otokorelasyonlar için de aynı durumun geçerli olduğunu görmekteyiz (Ek-1A). Sonuç olarak serinin durağan olduğunu söyleyebiliriz. AR(2) süreci için ACF ve PACF'ye baktığımızda yine $k > p$ için kısmi otokorelasyonların ve otokorelasyonların azalarak yok olduğunu görmekteyiz (Ek-1B). MA(1) ve MA(2) süreçlerinin ACF ve PACF'lerinin korelogramlarına baktığımızda da $k > q$ için otokorelasyonların ve kısmi otokorelasyonların azalarak yok olduğunu yani anlamlı otokorelasyonların giderek ortadan kalktığını görmekteyiz (Ek-1C, 1D). Bu durumda da serinin durağan bir yapıya sahip olduğunu söylemek mümkündür. ARMA(1,1), ARMA(1,2) ve ARMA(2, 1) süreçlerinin ACF ve PACF'lerinin korelogramlarından çıkan sonuç her iki otokorelasyonun da azalarak kaybolduğu şeklindedir (Ek-1E, 1F, 1G). Dolayısıyla bu üç ARMA sürecinin ACF ve PACF'leri bize LDK serisinin durağan olduğunu söylemektedir.

Tüm bu denemeler sonunda en uygun süreç olarak ARMA(1, 1) seçilmiştir. Bu nedenle de $p = 1$, $q = 1$ olarak tanımlanmıştır.

5.3.UYGUN ARCH ve GARCH MODELİNİN BELİRLENMESİ:

Box-Jenkins yaklaşımı aracılığıyla LDK serisi için en uygun süreç ARMA(1, 1) süreci olarak belirlenmiştir.

ARMA (1, 1) sürecinin hatalarının karesinin örneklem otokorelasyonları hesaplanmıştır. ACF ve PACF'nin korelogramlarında dördüncü gecikmede otokorelasyonun anlamlı olduğu gözlenmiştir (Ek-2A). Bu da modelde ARCH ve GARCH etkisinin olduğu anlamına gelmektedir. Ancak dördüncü gecikmeden sonraki otokorelasyon değerleri anlamlı değildir.

Modellerin gecikme uzunluğunun belirlenmesi için ARCH-LM testi çeşitli gecikme uzunlukları için yapılmış ve uygun gecikme uzunluğu dört olarak belirlenmiştir. Çünkü gecikme uzunluğu olarak dört seçilerek yapılan ARCH-LM testi sonuçlarına bakıldığında F istatistiğinin prob. değerinin sıfır olduğu görülmüştür (Ek-2B). Dolayısıyla modelde ARCH etkisinin ve GARCH etkisinin olmadığını ima eden boş hipotez red edilir. Böylece test sonuçları da ARCH etkisinin olduğunu desteklemektedir.

Bu süreç kullanılarak ARCH(1) ve GARCH(1, 1) modelleri tahmin edilmiştir (Ek-3A ve 4A). Tahmin edilen ARCH(1) modeli aşağıdaki şekildedir, parantez içindeki değerler standard hataları göstermektedir:

$$LDK_t = 0.3371 + 0.8929LDK_{t-1} + \varepsilon_t + 0.1987\varepsilon_{t-1}$$

(0.010) (0.007) (0.073)

$$h_t = 0.0002 + 0.6433\varepsilon_{t-1}^2$$

(0.000002) (0.173)

ARCH(1) modeli tahmin edildikten sonra hata terimlerinin karelerinin ACF ve PACF'lerinin korelogramlarına bakılmıştır (Ek-3B). Dördüncü gecikmede anlamlı otokorelasyonların olduğu gözlenmiştir. Bu sonuç bize ARCH etkisinin olduğunu göstermektedir. Ayrıca ARCH etkisinin olup olmadığını belirlemek için LM-Testi uygulanmıştır. Test sonuçlarına bakıldığında T.R² değerinin anlamlı olduğu görülmüştür (Ek-3C). Dolayısıyla ARCH etkisinin olmadığını ima eden boş hipotez red edilmiştir.

Tahmin edilen GARCH(1, 1) modeli aşağıdaki şekildedir, parantez içindeki değerler standard hataları göstermektedir:

$$LDK_t = 0.3550 + 0.9583LDK_{t-1} + \varepsilon_t + 0.3487\varepsilon_{t-1}$$

(0.031) (0.014) (0.057)

$$h_t = 0.0000145 + 0.0377\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8880h_{t-1}$$

(0.0000004) (0.017) (0.029)

GARCH(1, 1) modeli tahmin edildikten sonra hata terimlerinin karelerinin ACF ve PACF'lerinin korelogramlarına bakılmıştır (Ek-4B). Anlamlı ACF ve PACF gözlenmemiştir. Bu, modeldeki ARCH etkisinin giderilmiş olduğu anlamına gelmektedir. Yapılan LM-Testi sonuçları da bu sonucu desteklemektedir (Ek-4C).

GARCH(1, 1) tahminleri incelendiğinde $\gamma_1 = 0.8880$ ve $\alpha_1 = 0.0377$ olarak tahmin edildiğini görmekteyiz. Yani $\gamma_1 > \alpha_1$ 'dir. Bu, GARCH(1, 1) modelinin koşullu varyansının diğer bir deyişle nominal döviz kuru serisinin oynaklığının dirençlilik (persistence) sergilediği anlamına gelmektedir. Bu istenilen bir durum değildir.

Bu çalışmada döviz kuru oynaklığının ölçümü için dördüncü bölümde tanıtılan EGARCH, IGARCH, ARCH-M, GARCH-M ve TGARCH modellerinden birisinin neden tercih edilmediğini belirtmek yararlı olacaktır. EGARCH ve TGARCH modelleri hisse senedi piyasalarına özgü bir etki olan kaldıraç etkisini (leverage effect) varyans modeline dahil etmektedir. Oysa döviz piyasalarında kaldıraç etkisi görülmez. Bu nedenle bu modeller kur oynaklığı modellenmesinde kullanılamazlar. Ayrıca ARCH ve GARCH yöntemleri ile karşılaştırıldığında gerek tahmin gerekse öngörü işlemleri daha karmaşıktır.

Eğer GARCH(p, q) modelinin otoregresif polinomunda birim kök varsa model IGARCH modeli ismini almaktadır. Ancak ele aldığımız döviz kuru serisine ait GARCH(1, 1) spesifikasyonunda böyle bir durum yoktur. Bu nedenle IGARCH yöntemi tercih edilemez.

ARCH-M modelinin orijinal ARCH modelinden en önemli ve belirgin farkı, koşullu varyansın (h_t) veya kare kökünün ($h_t^{1/2}$: koşullu standard sapma) koşullu ortalama fonksiyonundaki açıklayıcı değişkenler kümesinin içinde yer almasıdır.

Böylece tüm “ortalama” sınıfı koşullu varyans modellerinde olduğu gibi, oynaklıktaki artışlar ile ilgilenilen değişken arasındaki ilişki ölçülebilmektedir. ARCH-M modelinin genişletilerek GARCH modellerine uyarlanmış hali olan GARCH-M modellerinde de modelin koşullu ortalama denklemi, koşullu varyansın doğrusal bir fonksiyonudur. Ancak bu modellerle yapılan oynaklık tahminlerinde de ARCH ve GARCH modellerindeki gibi varyans zaman içinde değişme eğilimi içindedir ve bu eğilimde dirençlilik görülmektedir.

Hem zayıf öngörü performansı hem de ARCH modellerindeki bu sahte biçimde yüksek dirençlilik, ARCH sürecindeki yapısal değişikliklerle ilgilidir. Dirençlilik parametresi için yüksek tahmin, alt örneklem karşılarında sağlam olmayan (nonrobust) olarak bilinir. Bu parametrenin yüksek tahmin edilmiş değeri, varyans sürecindeki örneklem boyunca oluşan yapısal değişiklikleri yansıtabilmektedir. Bu, bir serinin düzeyinin nitelendirilmesinde birim kökün sahte etkisini verebilen rejim değişikliği gözlemi ile ilgilidir. Bu nedenlerden dolayı bir ARCH sürecinin parametrelerinin bazen değişebildiği bir spesifikasyon olarak SWARCH modeli geliştirilmiştir.

Ayrıca SWARCH modeli incelenen değişkendeki oynaklık dönemlerini yüksek oynaklık, düşük oynaklık dönemi şeklinde ayırma olanağı sunmaktadır. Bu nedenlerden dolayı bu çalışmada SWARCH modeli tercih edilmiştir.

5.4.SWARCH TAHMİNLERİ

Nominal döviz kuru (LDK) serisi için ilk olarak normal dağılıma göre ikinci olarak da Student-t dağılımına göre ARCH(2) süreci tahmin edilmiştir. ARCH (2) sürecinden nominal döviz kuru serisine ait, oynaklık serisi olarak da adlandırılan varyans serisi elde edilmiştir. Daha sonra SWARCH (K, q) modeli $K = 2$ ve $q = 2$ için normal ve student-t dağılımı ile GAUSS programı kullanılarak tahmin edilmiştir. Burada K durum sayısını (s_t) göstermektedir. Bu çalışmada s_1 : düşük oynaklık ve s_2 : yüksek oynaklık periyodu olmak üzere iki durum ele alınmaktadır. q ise kullanılan ARCH sürecinin sırasını göstermektedir.

SWARCH (2, 2) modelinin nümerik tahmini için nümerik optimizasyon yapılmıştır. Bunun için önce ARCH(2) modeli hem normal dağılım için hem de student dağılımı için tahmin edilmiş ve buradan LDK serisi için varyans serisi oluşturulmuştur (Ek-3D, 3F). Bu serinin almış olduğu değerlerden yararlanılarak başlangıç değerleri (initial value) belirlenmiştir. Her iki dağılım için farklı başlangıç değerleri denenmiş ve benzer sonuçlar bulunmuştur.

Sonuç olarak, Normal dağılımla yapılan tahmin için başlangıç değerleri olarak düşük oynaklık periyodu s_1 için 0.001 değerinden küçük değerler, yüksek oynaklık periyodu s_2 için ise 0.012 değerinden büyük değerler alınmıştır.

Student-t dağılımı ile yapılan tahmin için başlangıç değerleri olarak ise, düşük oynaklık periyodu s_1 için 0.002 değerinden küçük değerler, yüksek oynaklık periyodu s_2 için ise 0.020 değerinden büyük değerler alınmıştır.

Tahmin edilmiş normal SWARCH(2, 2) spesifikasyonu aşağıdaki gibidir, parantez içindeki değerler standard hatalardır:

$$y_t = 0.0019 + 0.9856y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0.0022) (0.0064)

$$\varepsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} \cdot \tilde{\varepsilon}_t$$

$$\tilde{\varepsilon}_t = h_t \cdot v_t$$

v_t sıfır ortalama ve bir varyansla normal dağılmaktadır. [$v_t \sim N(0, 1)$]

$$h_t^2 = 0.000012 + 0.3340\tilde{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.3885\tilde{\varepsilon}_{t-2}^2$$

(0.000004) (0.1174) (0.1409)

$$g_1 = 1, \hat{g}_2 = 13.17, \text{ log-likelihood} = 849.35$$

(3.7)

Yukarıdaki sonuçlara göre $\hat{g}_2 = 13.17$ olarak tahmin edilmiştir. Bu sonuç, yüksek oynaklık durumundaki ($s_t = 2$) varyansın, düşük oynaklık durumundakinden 13 kat daha büyük olduğunu göstermektedir.

Geçiş matrisi P aşağıdaki gibi tahmin edilmiştir:

$$\hat{P} = \begin{bmatrix} 0.7303 & 0.1551 \\ (0.5082) & \\ 0.2696 & 0.8448 \\ & (0.7325) \end{bmatrix}$$

Bu olasılıklara göre;

\hat{p}_{11} : Düşük oynaklık durumunda iken düşük oynaklık durumunda kalma olasılığı 0.73'tür

\hat{p}_{21} : Yüksek oynaklık durumunda iken düşük oynaklık durumuna geçme olasılığı 0.15'tir

\hat{p}_{12} : Düşük oynaklık durumunda iken yüksek oynaklık durumuna geçme olasılığı 0.26'dir

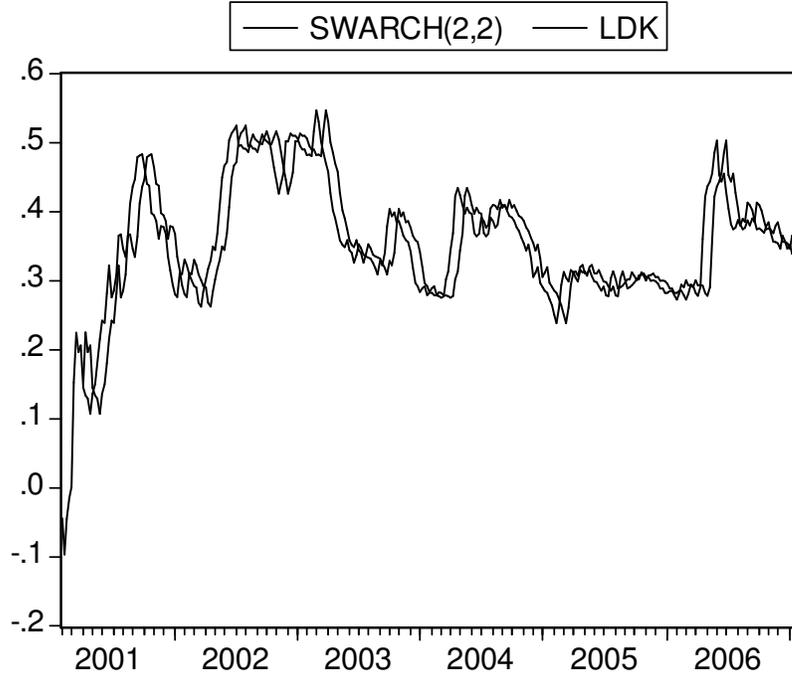
\hat{p}_{22} : Yüksek oynaklık durumunda iken yüksek oynaklık durumunda kalma olasılığı 0.84'tür

Geçiş olasılıklarını kullanarak her bir durum için ergodik olasılıklar aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

$$\text{Prob}(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} = 0.36$$

$$\text{Prob}(s_t = 2) = 1 - \text{Prob}(s_t = 1) = 0.64$$

Burada ilk deęer (0.36), örneklem periyodu içinde herhangi bir zamanda herhangi bir gözlemin düşük oynaklık durumunda (s_1) olma olasılığını, ikinci deęer (0.64) ise örneklem periyodu içinde herhangi bir zamanda herhangi bir gözlemin yüksek oynaklık durumunda (s_2) olma olasılığını göstermektedir.

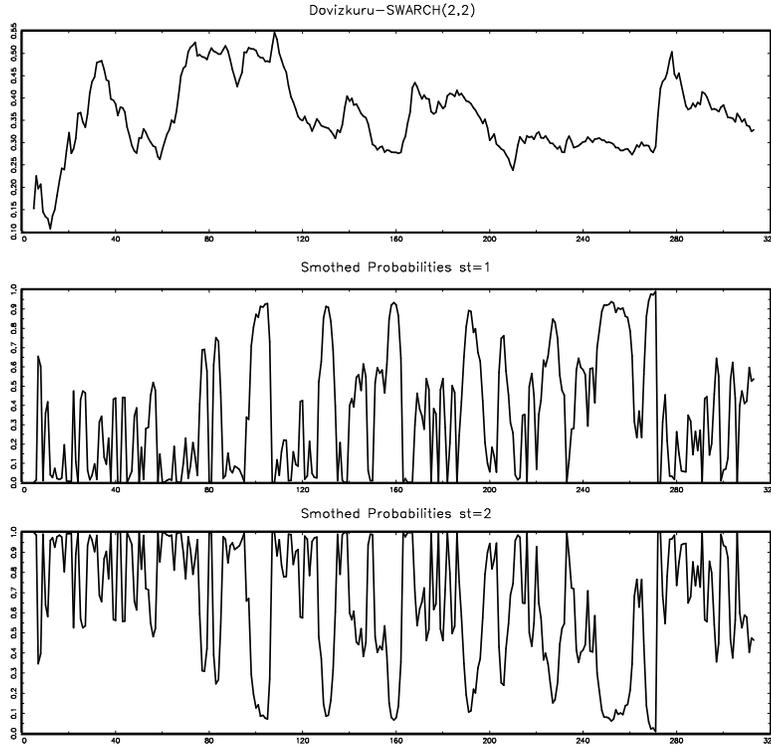


Şekil 5.2. Orijinal LDK serisi ve SWARCH(2, 2) ile tahmin edilen LDK serisi

Şekil 5.2’de orijinal LDK serisinin aldığı deęerler ve SWARCH(2, 2) modeli ile tahmin edilen LDK serisinin tahmin deęerleri gösterilmektedir. Görüldüğü gibi bu deęerler birbirine oldukça yakındır. Bu, SWARCH modeli ile çok iyi bir öngörü yapılmış olduğunu göstermektedir. Yani SWARCH tahminleri bir dönem sonrası başarıyla öngörmektedir.

Şekil 5.3’ün üst grafięi haftalık nominal döviz kuru tahmin deęerlerini (y_t), ikinci grafik ekonomi t zamanında iken düşük oynaklık durumunda (s_1) olma olasılığı olan düzeltilmiş (smoothed) olasılıkları, üçüncü grafik ise ekonomi t zamanında iken yüksek oynaklık durumunda (s_2) olma olasılığı olan düzeltilmiş (smoothed) olasılıkları göstermektedir. Gözlemler Hamilton (1989)’da önerilen yöntem ile sınıflandırılmıştır.

Bu yönteme göre, eğer düzeltilmiş olasılık $\text{Prob}(s_t = i | y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-3})$ 0.5'ten daha yüksek ise gözlem i.durumda yer almaktadır.



Şekil 5.3. Birinci grafik: 03/02/2001 ile 03/02/2007 tarihleri arası haftalık nominal döviz kuru(TL/\$) değerleri. İkinci grafik: Normal SWARCH(2, 2) spesifikasyonundan hesaplanan, piyasa rejim 1'de iken her bir hafta için düzeltilmiş (smoothed) olasılıklar $[\text{Prob}(s_t = 1 | y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-2})]$. Üçüncü grafik: Rejim 2 için düzeltilmiş olasılıklar

Şekil 5.3'ün düşük oynaklık dönemine ait düzeltilmiş olasılık grafiğine bakıldığında ilk 100 gözlemin yani yaklaşık olarak 02/03/2001 - 17/01/2003 tarihleri arasında yer alan gözlemlerin, yüksek oynaklık durumunda yer alma olasılıklarının yüksek olduğu görülmektedir. 21 Şubat 2001 yılında Türkiye'de yaşanan ekonomik kriz sonrası dalgalı döviz kuruna geçilmiştir. Bu olay döviz kurunda oynaklıklar yaratmıştır. Ayrıca 11 Eylül 2001'de Dünya Ticaret Merkezi'ne yapılan terör saldırıları da oynaklığın yüksek olmasında etkili olmuştur. Bu örneklem dönemin sonlarındaki yüksek oynaklığın sebebinin de 3 Kasım 2002 genel seçimlerinin olduğunu söyleyebiliriz. Yine yaklaşık olarak 100 - 108 gözlemleri yani 17/01/2003 ile

14/03/2003 tarihleri arasında yer alan gözlemlerin düşük oynaklık durumunda yer alma olasılıkları yüksektir. 110 - 125 (28/03/2003 - 11/07/2003), 165 - 190 (16/04/2004 - 08/10/2004) gözlemlerinin de yine yüksek oynaklık durumunda yer alma olasılıkları yüksektir. Bu dönemlerde Amerika'nın Irak'a yaptığı müdahale (20 Mart 2003) Türkiye'de ve dünyada döviz kurlarında oynaklığa sebep olmuştur. Bundan sonra da ekonomide düşük oynaklık dönemleri ve kısa dönemli yüksek oynaklık dönemleri gözlenmiştir. Ancak oynaklığın düşük olduğu en uzun dönem 235 - 270 gözlemleri arasında yani 19/08/2005 - 21/04/2006 tarihleri arasında yaşanmıştır. 270 - 307 gözlemlerinin (21/04/2006 - 05/01/2007) yüksek oynaklık durumunda yer alma olasılıkları oldukça yüksektir. Bu tarihlerde ABD Merkez Bankası'nın (FED) faizleri artırması ve artışları sürdüreceğinin sinyalini vermesi Türkiye'nin de içinde yer aldığı gelişmekte olan ülkeleri rahatsız etmiştir. Ayrıca Nisan ayındaki yüksek enflasyon oranı, artan cari açık korkusu, IMF'nin ön koşullarından biri olan Sosyal Güvenlik Yasası'nın Cumhurbaşkanı Ahmet Necdet Sezer tarafından veto edilmesinin yabancıları korkutması da yüksek oynaklığın sebeplerindendir.

Student-t dağılımı ile SWARCH(2, 2) tahmin sonuçları şöyledir:

$$y_t = 0.0260 + 0.9789y_{t-1} + \varepsilon_t$$

(0.0162) (0.0115)

$$\varepsilon_t = \sqrt{g_{s_t}} \cdot \tilde{\varepsilon}_t$$

$$\tilde{\varepsilon}_t = h_t \cdot v_t$$

Birim varyans ve 6.3 serbestlik derecesi ile $v_t \sim$ i.i.d Student-t dağılımına sahiptir.

(2.8)

$$h_t^2 = 0.0001 + 0.3421\tilde{\varepsilon}_{t-1}^2 + 0.0288\tilde{\varepsilon}_{t-2}^2$$

(0.00004) (0.1897) (0.0863)

$$g_1 = 1, \hat{g}_2 = 8.26, \log\text{-likelihood} = 738.13$$

(2.5)

Yukarıdaki sonuçlara göre $\hat{g}_2 = 8.26$ olarak tahmin edilmiştir. Bu sonuç, yüksek oynaklık durumundaki ($s_t = 2$) varyansın, düşük oynaklık durumundakinden 8 kat daha büyük olduğunu göstermektedir.

Geçiş matrisi P şöyle tahmin edilmiştir:

$$\hat{P} = \begin{bmatrix} 0.9602 & 0.0453 \\ (2.0811) & \\ 0.0397 & 0.9546 \\ & (1.6998) \end{bmatrix}$$

Bu olasılıklara göre;

\hat{p}_{11} : Düşük oynaklık durumunda iken düşük oynaklık durumunda kalma olasılığı 0.96'dır

\hat{p}_{21} :Yüksek oynaklık durumunda iken düşük oynaklık durumuna geçme olasılığı 0.04'tür

\hat{p}_{12} :Düşük oynaklık durumunda iken yüksek oynaklık durumuna geçme olasılığı 0.03'tür

\hat{p}_{22} :Yüksek oynaklık durumunda iken yüksek oynaklık durumunda kalma olasılığı 0.95'tir

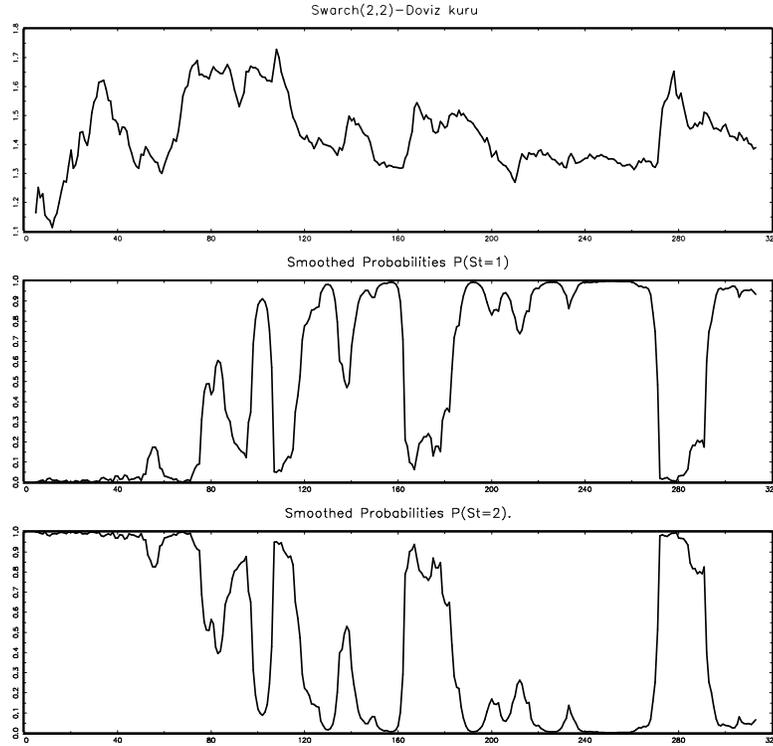
Geçiş olasılıklarını kullanarak her bir durum için ergodik olasılıklar aşağıdaki şekilde hesaplanmıştır:

$$\text{Prob}(s_t = 1) = \frac{1 - p_{22}}{2 - p_{11} - p_{22}} = 0.53$$

$$\text{Prob}(s_t = 2) = 1 - \text{Prob}(s_t = 1) = 0.47$$

Burada ilk değer (0.53) örneklem periyodu içinde herhangi bir zamanda herhangi bir gözlemin düşük oynaklık durumunda (s_t) olma olasılığını, ikinci değer

(0.47) ise örneklem periyodu içinde herhangi bir zamanda herhangi bir gözlemin yüksek oynaklık durumunda (s_2) olma olasılığını göstermektedir.



Şekil 5.4. Birinci grafik: 03/02/2001 ile 03/02/2007 tarihleri arası haftalık nominal döviz Kuru (TL/\$) değerleri. İkinci grafik: Student-t SWARCH(2, 2) spesifikasyonundan hesaplanan, piyasa rejim 1’de iken her bir hafta için düzeltilmiş (smoothed) olasılıklar $[\text{Prob}(s_t=1|y_T, y_{T-1}, \dots, y_{-2})]$. Üçüncü grafik: Rejim 2 için düzeltilmiş olasılıklar.

Şekil 5.4’ün üst grafiği haftalık nominal döviz kuru tahmin değerlerini (y_t), diğer ikisi ise düzeltilmiş olasılıkları göstermektedir.

Şekil 5.4’te düşük oynaklık dönemine (s_1) ait düzeltilmiş olasılık grafiğine bakıldığında, yaklaşık ilk 75 gözlemin yani 02/03/2001 ile 26/07/2002 arasındaki dönemde haftalık nominal döviz kurunun düşük oynaklık durumunda (s_1) olma olasılığı düşüktür. Bir başka deyişle bu dönemde ekonomi yüksek oynaklık durumundadır (s_2).

Sonraki gözlemlerin düzeltilmiş olasılık değerlerinden anlaşıldığı gibi kısa bir dönem düşük oynaklık durumu gözlenmektedir. 120 - 160 gözlemleri arası yani 06/06/2003 - 12/03/2004 tarihleri arasındaki nominal döviz kuru değerlerinin düşük oynaklık durumunda olma olasılıkları yüksektir. Bu uzun düşük oynaklık periyodu yine kısa bir yüksek oynaklık periyodu izlemektedir. 190-260 arası gözlemler (08/10/2004 - 10/02/2006) yine uzun bir düşük oynaklık durumunun olduğunu çok yüksek olasılık değerleri ile ima etmektedir. Bu dönemden sonra 300. gözleme (10/02/2006 - 17/11/2006) kadar olan değerler yüksek oynaklık durumuna dahil olmaktadır ve 300. gözlemden sonra ele alınan dönem sonuna kadar (17/11/2006 - 02/03/2007) yine bir düşük oynaklık durumu gözlenmektedir. Buradaki düşük ve yüksek oynaklık sebepleri de yukarıda anlatılan Türkiye ve dünyada yaşanan bir takım ekonomik, siyasi olaylardır.

SONUÇ

Döviz kuru oynaklığı, Bretton Woods sisteminin çöküşünden bu yana, finansal iktisadın önemli bir konusu haline gelmiştir. Döviz kurlarındaki oynaklık, döviz kuruna göre düzenlenmiş ihracatların değerinin öngörülebilirliğini azaltabilir ve bunun sonucunda yerli firmalar uluslararası ticarete yönelmekten vazgeçebilirler. Döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi açık değildir. Bir görüşe göre uluslararası ticaretten elde edilen kârlar beklenmeyen döviz kuru değişimleri durumunda azalacaktır. Bunun sonucunda geleneksel ticaret modelleri, riskten kaçınan ihracatçıların, artan döviz kuru belirsizliğine bir yanıt olarak, ticaret hacimlerini düşürebileceklerini varsayar. Bir başka görüşe göre riskten kaçınma derecesinin yüksek olması ihracatta artışa yol açabilir ve riskten kaçınan üreticiler için, artan döviz kuru oynaklığı bu üreticileri daha çok ihracat yapmaya teşvik ederek, ihracat gelirlerinin beklenen marjinal faydasını arttırabilir. Görüldüğü gibi döviz kuru oynaklığının ihracat üzerindeki etkileri pozitif ya da negatif olabilmekte ve teori bu ilişkiyi tek başına belirleyememektedir.

Sonuç olarak, teori dış ticaret ve döviz kuru oynaklığı arasındaki işareti tek başına belirleyemediğinden, döviz kuru oynaklığının dış ticaret üzerindeki etkisi daha çok ampirik bir olaydır ve ölçülmesi gereklidir.

Ayrıca dalgalı kur rejimi uygulayan gelişmekte olan ülkelerde, gelişmiş ülkelerin aksine, kurdaki ve sermaye hareketlerindeki yüksek oynaklık finansal krizlere neden olmaktadır. Bu krizlerin önlenmesinde merkez bankalarının fiili müdahaleleri etkili olmaktadır. Bu müdahaleler sonucunda kurun değerindeki oynaklık azalırken, uluslararası rezervlerin miktarındaki ve kısa vadeli faiz oranlarının düzeyindeki oynaklık artacaktır. Böyle bir durumda merkez bankasının düşündüğü fiili müdahale değerinin belirlenmesi çok büyük önem taşımaktadır.

Tüm bunlar düşünüldüğünde döviz kurundaki oynaklığın ölçülmesinin bir gereklilik haline geldiğini söylemek hiç de yanlış olmayacaktır.

Zaten, modern ekonometrik teoride, dinamik iktisatta ve finans alanında risk ve belirsizliğin önemi oldukça artmıştır. Böyle bir ortamda yatırım kararlarının

belirlenmesi ya da bazı makroekonomik politikalar üretilmesinin gerekliliği, mevcut teknikler artık yeterli olamadığı için araştırmacıları ve profesyonel yöneticileri kullandıkları teknikleri çeşitlendirmeye zorlamıştır. Bunun sonucunda da iktisadi olaylarda karşı karşıya kalınan sorunların giderilmesi veya belirsizlik ortamlarında doğru kararlar alınıp politikalar üretilmesi daha kolay hale gelmiştir. Çünkü hızla gelişen ekonometri, iktisat ve finans disiplinleri bu sorunlar için uygun çözüm yöntemleri üretmişlerdir. Böylece bu yeni yöntemler, iktisadi ve finansal piyasalarda önemi her geçen gün artan risk, belirsizlik, getiri ve oynaklık kavramlarının dinamik zaman serisi teorisi ile birlikte ele alınmasını gerekli hale getirmiştir. Dolayısıyla geleneksel ekonometrideki varyansın sabit olduğu varsayımı geçerliliğini yitirmiştir. Çünkü bu yeni dinamik yapı içinde özellikle makroekonomik ve finansal değişkenlerin ortalama ve varyanslarının sabit olmasını beklemek doğru değildir. Bu değişkenlerin bir başka özelliği de diğer bazı değişkenlerden daha geniş bir oynaklık kümesine sahip olmalarıdır. Makroekonomik ve finansal değişkenlerin sahip olduğu bu özellikler sorunların aşılmasında ve uygun politika üretilmesinde geleneksel yaklaşımların yetersiz kalması sonucunu da beraberinde getirmiştir. Bu nedenle zamanla değişen varyans ve kovaryansın modellenmesine olanak sağlayan ekonometrik zaman serilerinin geliştirilmesi gerekli hale gelmiştir. Yüksek frekanslı finansal verilerdeki zamana bağlı oynaklığı analiz etmek için koşullu oynaklık modellerinin kullanımı çok yaygın hale gelmiştir. Engle tarafından ilk ARCH modelinin ortaya konulmasından itibaren çeşitli ARCH sınıfı modeller yazında yerini almıştır. Bu çalışmanın temel amacı ARCH sınıfı modellerin bir uzantısı olan SWARCH modeli kullanılarak ele alınan örneklem dönemi içinde döviz kurundaki oynaklığın ölçülmesidir.

Dördüncü bölümde Markov-Dönüşümlü ARCH (SWARCH) modeli önce teorik olarak ayrıntılı bir şekilde anlatılmıştır. Bazı araştırmacılar hem zayıf öngörü performansının hem de ARCH modellerindeki sahte biçimde yüksek dirençliliğin, ARCH sürecindeki yapısal değişikliklerle ilgili olduğunu öne sürmüşlerdir. Bu dirençlilik durumunun çözümü için bir ARCH sürecinin parametrelerinin bazen değişebildiği bir spesifikasyon olarak SWARCH geliştirilmiştir.

Oynaklık, piyasadaki belirsizliğin bir ölçüsü kabul edilmekte ve finansal piyasalarda oynaklığın tahminine gereksinim duyulmaktadır. Beşinci bölümde Türkiye için Mart 2001- Mart 2007 yılları arası haftalık nominal döviz kurları kullanılmış ve bu

dönem içinde döviz kurundaki oynaklığın davranışı analiz edilmiştir. Bunun için tek değişkenli SWARCH(2, 2) modeli kullanılmıştır. Düşük oynaklık ve yüksek oynaklık durumu olmak üzere iki durum ele alınmıştır. Hem normal dağılım için hem de Student-t dağılımı için yapılan tahminlerde yüksek oynaklık durumundaki varyans, düşük oynaklık durumundaki varyanstan büyük hesaplanmıştır. Geçiş olasılıkları ise düşük denilebilecek değerlerdedir. Sonuçlara bakıldığında örneklem dönemi içinde yüksek oynaklık rejimlerinin oldukça uzun sürdüğü ve hem yurtiçinde yaşanan çeşitli siyasi ve ekonomik nedenler ile hem de ortak uluslar arası krizler ile ilgili olma eğiliminde olduğu gözlenmiştir.

KAYNAKLAR

- Akan, B., Oktay, L. A. ve Tüzün, Y. (2003). Parametrik Riske Maruz Değer Yönetimi Türkiye Uygulaması, *Bankacılar Dergisi*, Haziran, Sayı: 45, 29-40.
- Akıncı, O., Çulha, O. Y., Özlale, U. and Şahinbey, G. (2005). Causes and Effectiveness of Foreign Exchange Interventions for the Turkish Economy, *CBRT Working Paper* No. 05/05, Central Bank of Republic of Turkey, Ankara.
- Andersen, T. G., and Bollerslev, T. (1998b). Deutsche Mark-Dollar Volatility: Intraday Activity Patterns, Macroeconomic Announcements, and Longer Run Dependencies, *Journal of Finance*. February, 53, 219–265.
- Aysoy, C., Balaban, E. (1987). The Term Structure of Volatility in the Turkish Foreign Exchange: Implications for Option Pricing and Hedging Decisions, *Hazine Dergisi*, Ocak, sayı 5, 89-105.
- Bacchetta, P. and Wincoop, E. Van, (2000). Does Exchange-Rate Stability Increase Trade and Welfare?, *The American Economic Review* 90 (5), December.
- Baillie, R. T. and Humpage, O. (1992). Post-Louvre Intervention: Did Target Zones Stabilize the Dolar”, *Federal Reserve Bank of Cleveland Working Paper* No. 9203.
- Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu (BDDK). *Bankaların Sermaye Yeterliliğinin Ölçülmesine ve Değerlendirilmesine İlişkin Yönetmelik*, Resmi Gazete No: 25035, Ankara, 2003.
- Barabs. G. (2003). Coping with the Speculative Attack against the Forint’s Band, *Magyar Nemzeti Bank, Background Studies*, 2003/3.
- Black, F., and M. Scholes, (1972). The Valuation of Option Contracts and a Test of Market Efficiency, *Journal of Finance*, 27, 399–417.
- Bollerslev, T. (1986). “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity”, *Journal of Econometrics*, 31,307-327.
- Bollerslev, T. (1987). A Conditional Heteroscedastic Time Series Model For Speculative Prices and Rates of Return, *Review of Economics and Statics*, 69,542-7.
- Bollerslev, T., Chou, R. Y. ve Kroner, K. F. (1992). ARCH Modelling in Finance: A Review of The Theory and Emprical Evidence, *Journal of Econometrics*, 52, 5-59.
- Bollerslev, T., Engle, R. F., Nelson, D. B. (1994). ARCH Models, *Handbook of Econometrics*, Edited By R. F. Engle, 4: 2959-3038.
- Brunner, A. D., (1991). Testing for Structural Breaks in U.S. Post-War Inflation Data, Mimeo (Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington DC).

- Burns, P., Engle, R. F., and Mezrich, J. (1998). Correlations and Volatilities of Asynchronous Data, *Journal of Derivatives*, 1–12.
- Calvo, G. A. and Reinhart, C. (2002). Fear of Floating, *Quarterly Journal of Economics*, 117, 379-408.
- Canzoneri, M. B., Clark, P. B., Glaessner, T. C. and Leahy, M. P. (1984). The Effects of Exchange Rate Variability on Output and Employment, *International Finance Discussion Papers* 240,
- Cheung, Y. W. and Chinn, M. (1999). Macroeconomic Implications of the Beliefs and Behavior of Foreign Exchange Traders, *Unpublished Manuscript*, University of California, Santa Cruz.
- Chou, R., Engle, R. F., and Kane, A. (1992). Measuring Risk-Aversion from Excess Returns on a Stock Index, *Journal of Econometrics*, 52, 201–224.
- Clark, P. B., 1973. Uncertainty, Exchange Risk, and the Level of International Trade, *Western Economic Journal* 11, September, pp. 302-13.
- Clark, P., Tamirisa, N. and Wei, S-J with Sadikov, A. and Zeng, L., (2004). Exchange Rate Volatility and Trade Flows - Some New Evidence, May, *IMF*.
- Connolly, R. and Taylor, W. (1994). Volume and Intervention Effects of Yen/Dollar Exchange Rate Volatility, 1977-1979, *Advances in Financial Planning and Forecasting*, 5, JAI Press, Greenwich, Connecticut.
- Cromwell, J. B., Labys, W. C., Terraza, M. (1994). *Univariate Tests For Time Series Models*, Sage Publications, London.
- Cushman, David O., (1983). The Effects of Real Exchange Rate Risk on International Trade, *Journal of International Economics* 15, August, pp. 43-63.
- Cushman, David O. (1986). Has Exchange Risk Depressed International Trade? The Impact of Third-Country Exchange Risk, *Journal of International Economics* 5, September, pp. 361-79.
- De Grauwe, Paul (1992). The Benefits of a Common Currency, *The Economics of Monetary Integration*, ed. by Paul De Grauwe, (New York: Oxford University Press).
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1979). Distribution of the Estimators of Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, June, 74: 427-31.
- Dickey, D. A., Fuller, W. A. (1981). Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Econometrica*, 49, 4.
- Diebold, F. X., (1986). Modeling the Persistence of Conditional Variances: A Comment, *Econometric Reviews*, 5, 51-56.

- Dixit, A. (1987a). Entry and Exit Decisions of a Firm under Fluctuating Exchange Rates, Mimeo, (New Jersey: Princeton University).
- Doğanay, M. M., (2003). İMKB DİBS Fiyat Endekslerinin Volatilite ve Kovaryanslarının Öngörülmesi, *İMKB Dergisi*, Cilt: 7, Sayı: 27, s: 17-37.
- Domac, I. and Mendoza, A. (2002). Is There Room for Forex Intervention under Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey, *CBRT Working Paper*, Central Bank of Republic of Turkey, Ankara.
- Dominguez, K. M. (1992). *Does Central Bank Intervention Increase the Volatility of Foreign Exchange Rates?*, Harvard University, Cambridge, Massachusetts.
- Dominguez, K. M. (1993). Does Foreign Exchange Intervention Matter? The Portfolio Effect, *American Economic Review*, 83, 1356-1369.
- Dominguez, K. M. (1998). Central Bank Intervention and Exchange Rate Volatility, *Journal of International Money and Finance*, 17, 161-190.
- Eijffinger, S. C. W. and Grujters, N. P. D. (1991). On the Short Term Objectives of Daily Intervention by the Deutsche Bundesbank and the Federal Reserve System in the US Dollar/Deutsche Mark Exchange Market, *Kredit and Kapital*, 24, 50-72.
- Enders, W., (2004). *Applied Econometric Time Series*, New York: John Wiley and Sons. Inc.
- Engle, R. F., (1982). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation, *Econometrica*, 50: 987-1007.
- Engle, R. F. (1983). Estimates of the Variance of U.S Inflation Based on The ARCH Model, *Journal of Money, Credit and Banking*, 15, 286-301.
- Engle, R. F. ve Bollerslev, T. (1986). Modelling the Persistence of Conditional Variances, *Econometric Reviews*, 5, 1, 1-50.
- Engle, R. F., Lilien, D. M. ve Robins, R. P. (1987). Estimating Time Varying Risk Premia in the Trem Structure: The ARCH-M Model, *Econometrica*, March, 55, 391-407.
- Engle, R. F., Ng, V. K., and Rothschild, M. (1990). Asset Pricing with a Factor-ARCH Covariance Structure: Empirical Estimates for Treasury Bills, *Journal of Econometrics*. July -Aug, 45, 213-237.
- Engle, R. F., Ito, T., and Lin, W. L. (1990). Meteor-Showers or Heat Waves – Heteroskedastic Intradaily Volatility in the Foreign-Exchange Market, *Econometrica*, 58, 525-542.
- Engle, R. F. and Ng, V. K., (1991). Measuring and Testing the Impact of News on Volatility, Mimeo. (University of California, San Diego, CA).

- Engle, R. F., (2001). The Use of ARCH/GARCH Models in Applied Econometrics, *The Journal of Economic Perspectives*, 15: 157-68.
- French, K. R., Schwert, G. W., and Stambaugh, R. F. (1987). Expected Stock Returns and Volatility, *Journal of Financial Economics*, 19, 3–29.
- Gökçe, A. (2001), Döviz Piyasalarındaki Belirsizlik: Volatilitenin Ölçülmesi ve ARCH Modelleri”, *İktisat, İşletme ve Finans*, Nisan 2001, 79-90.
- Gökçe, A. (1998). *Zaman Serilerinde Koşullu Değişen Varyanslılık Yapısı: ARCH Modelleri-Döviz ve Sermeye Piyasalarına Bir Uygulama-*,(Basılmamış Doktora Tezi), Gazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara.
- Greene, W.H (1993). *Econometric Analysis*, Second Edition, *MacMillan Publishing Co.*,New York.
- Griffiths, W. E., Hill, R. C. and Judge, G. G. (1993). *Learning and Practicing Econometrics*, New York: John Wiley and Sons. Inc.
- Gros, D., (1987). Exchange Rate Variability and Foreign Trade in the Presence of Adjustment Costs, Working Paper No. 8704, *Département des sciences économiques*, Université Catholique de Louvain.
- Gujarati, D. N., (1995). *Basic Econometrics*, Third Edt., New York: *McGraw-Hill*, 1995.
- Hamao, Y., Masulis, R. W., and Ng, V. (1990). Correlations in Price Changes and Volatility across International Stock Markets, *Review of Financial Studies*, 3, 281–307.
- Hamilton, J. D., (1994). *Time Series Analysis*, Princeton University Press.
- Hamilton, J. D., Susmel, R. , (1994). Autoregressive Conditional Heteroscedasticity and Changes in Regime, *Journal of Econometrics*, 64: 307-33.
- Hamilton, J. D., (1989). A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle, *Econometrica*, 57, 357-384.
- Harvey, A. C., (1991). *The Econometric Analysis of Time Series*, Second Edition, The MIT Pres, Cambridge.
- Herrera, A. M. and Ozbay, P. (2005). A Dynamic Model of Central Bank İntervention, *CBRT Working Paper No. 05/01*, Central Bank of Republic of Turkey, Ankara.
- Higgins, M. L., Bera, A.K. (1992). A Class of Nonlinear ARCH Models, *International Economic Review*, 33,1: 137-58.

- Holub, T. (2004). *Foreign Exchange Intervention under Inflation Targeting: The Czech Experience*, Czech National Bank Internal Research and Policy Notes.
- Hook, L.S., & Boon, T.H., (2000). Real exchange rate volatility and Malaysian Exports to its Major Trading Partners, *Working Paper* 6,2000, University Putra Malaysia.
- Hooper, G. P., (1996). Value at Risk: A New Methodology for Measuring Portfolio Risk, *Business Review*, Temmuz/Ağustos, s:19-30.
- Hooper, P., & Kohlhagen, S. W. (1978). The Effect of Exchange Rate Uncertainty on the Prices and Volume of International Trade, *Journal of International Economics*, 8, 483-511.
- IMF, (1984). The Exchange Rate System: Lessons of the Past and Options for the Future, *IMF Occasional Paper* No. 30 (Washington: IMF).
- Kızılsu, S. S., Aksoy, S. ve Kasap, R. (2001). Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi, *Gazi Üniversitesi İİBF Dergisi*, 1, 1-18.
- Kim, Chang-Jin (1994). Dynamic Linear Models with Markov-switching , *Journal of Econometrics*, 60, 1-22.
- Koren, Miklos, and Adam Szeidl (2003). Exchange Rate Uncertainty and Export Prices, mimeo, Harvard University.
- Krugman, P. (1989). Exchange-Rate Instability, *Massachusetts Institute of Technology*.
- Kwiatkowski, D., Phillips, P. C. B., Schmidt, P. ve Shin, Y. (1992). Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root, *Journal of Econometrics*, 54, s. 159-178.
- Lamoureux, C. G., and Lastrapes, W. D., (1990). Persistence in Variance, Structural Change and the GARCH Model, *Journal of Business and Economic Statistics*, 8, 225-234.
- Maddala, G. S., (2001). *Introduction to Econometrics, Third Edition*, John Wiley and Sons Inc.
- Makin, J. H., (1978) Portfolio Theory and the Problem of Foreign Exchange Risk, *Journal of Finance* 33, May, pp. 517-34.
- Mandelbrot, B. (1963). The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, Vol. 36, 394-419.
- Markowitz, H. M. (1952). Portfolio Selection, *Journal of Finance*.
- Merton, R. C. (1973). Theory of Rational Options Pricing, *Bell Journal of Economics and Management Science*, 4, 141-183.

- Merton, R. C. (1980). On Estimating the Expected Return on the Market: An Exploratory Investigation, *Journal of Financial Economics*, 8, 323–361.
- Mills, T. C., (1993), *The Econometric Modelling of Financial Time Series*, Cambridge University Pres, Cambridge.
- Montgomery, D. C., Johnson, L. A. ve Gardiner, J. S., (1990) *Forecasting and Time Series Analysis*, Second Edit., New York: McGraw-Hill, Inc.
- Nargeleçekenler, M. (2005) *Hisse Senedi Endekslerinin Getiri Analizleri ve Önraporlama* (Basılmamış Yüksek Lisans Tezi), Uludağ Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Bursa.
- Nelson, D. B. (1990). ARCH Models as Diffusion Approximations, *Journal of Econometrics*, 45: 7-38.
- Nelson, D. B. (1991). Conditional Heteroscedasticity in Asset Returns: A New Approach, *Econometrica*, 59, 2: 347-70.
- Obstfeld, M. and Rogoff, K., (1998). Risk and Exchange Rates, *NBER Working Papers Series*, WP 6694, (Cambridge, Massachusetts: National Bureau of Economic Research).
- Öztürk, İ., Acaravcı, A. (2002-2003). Döviz Kurundaki Değişkenliğin Türkiye İhracatı Üzerine Etkisi: Ampirik Bir Çalışma, *Review of Social, Economic and Business*, Vol.2, 197-206.
- Pagan, A. and Schwert, G. (1990). Alternative Models for Conditional Stock Volatility, *Journal of Econometrics*, 45: 267-90.
- Pattanaik, S. and Sahoo, S. (2002). The Effectiveness of Intervention in India: An Empirical Assessment, *Reserve Bank of India Occasional Papers*.
- Patterson, K. (2000). *An Introduction to Applied Econometrics: A Time Series Approach*, New York: Great Britain, , s: 229.
- Perron, P., (1989). The Great Crash, the Oil Price Shock, and the Unit Root Hypothesis, *Econometrica*, 57, 1361-1401.
- Phillips, P. C. B. and Perron, P., (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regression, *Biometrika*, 75, s: 335-346.
- Pindyck, R. S. (1982). Adjustment Costs, Uncertainty, and the Behavior of the Firm, *American Economic Review* 72 (3), June, pp. 415-27.
- Pindyck, R. S. and Rubinfeld, D. L., (1991). *Economic Models and Economic Forecast*, Third Edt., Mc-Graw-Hill International Edit.

- Rabemananjara, R. ve Zakoian, J. M.(1993). Treshold ARCH Models and Asymmetries in Volatility, *Journal of Applied Econometrics*, 8, 31-49.
- Ramanathan R. (1992). *Introductory Econometrics with Applications*, Second Edition, Dryden Pres.
- Rhee, Y. and Song, C. (1999). *Exchange Rate Policy and Effectiveness of Intervention: The Case of South Korea*, in *Exchange Rate Policies in Emerging Asian Countries (Ed.)*, 5. Collignon, J. Pisani-Ferry and Y. Park, Routledge Studies in the Growth Economies of Asia, Routledge, London, pp. 69-104.
- Ryu, S. (2003). An Analysis of the Effectiveness of İntervention for Korea, The Bank of Korea, *Foreign Exchange and İnternational Finance Review*, Volume- 1.
- Sahadevan, K. (2001). Foreign Exchange İntervention and Future Monetary Policy: Some Empirical Evidence on Signaling Hypothesis, *CFAI Journal of Applied Finance*, 8, 67-78.
- Said, E. S. And Dickey, D. A., (1984). Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order, *Biometrika*, December, 71.
- Seddighi, H. R., Lawyer, K. A. and Katos, A. V. (2000). *Econometrics: A Practical Approach*, London: Routledge Taylor and Francis Group.
- Sengupta, J. K., (2002). Modelling Exchange Rate Volatility, Department of Economics, *UCSB Departmental Working Papers*, 12-96.
- Sevüktekin, M. ve Nargeleçekenler, M. (2005) *Zaman Serileri Analizi*, Ankara: Nobel Yayınevi.
- Sharpe, W. (1964). Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium under Conditions of Risk, *Journal of Finance*, 19, 425-442.
- Simwaka, K. and Mkandawire, L. (2004). The Efficiency of Foreign Exchange Market İntervention in Malawi, *Research and Statistics Department*, Reserve Bank of Malawi.
- Tapia, M. and Tokman, A. (2004). Effects of Foreign Exchange İntervention under Public İnformation: The Chilean Case, *Economia*, 4, 1-42.
- Tobin, J. (1958). Liquidity Preference as Behavior Towards Risk, *Review of Economic Studies*, 25, 65-86.

EKLER

Ek-1A. AR(1) Süreci İçin Korelogram

Örneklem: 3/09/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 313

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **		. **		1	0.327 0.327 33.783
. *		. .		2	0.099 -0.009 36.875 0.000
. *		. .		3	0.087 0.065 39.294 0.000
. .		* .		4	-0.053 -0.112 40.174 0.000
. .		. .		5	0.005 0.059 40.182 0.000
* .		* .		6	-0.062 -0.093 41.436 0.000
* .		* .		7	-0.130 -0.079 46.887 0.000
. .		. *		8	0.025 0.097 47.083 0.000
. .		. .		9	0.048 0.034 47.829 0.000
. .		. .		10	0.054 0.035 48.777 0.000
. .		. .		11	0.008 -0.057 48.796 0.000
. .		. .		12	-0.005 0.019 48.803 0.000
. .		. .		13	0.030 0.014 49.106 0.000
. *		. *		14	0.084 0.081 51.405 0.000
. .		* .		15	-0.033 -0.089 51.773 0.000
* .		* .		16	-0.128 -0.101 57.225 0.000
. .		. .		17	-0.038 0.042 57.697 0.000
. .		. .		18	0.021 0.044 57.847 0.000
. .		. .		19	-0.012 -0.033 57.896 0.000
. .		. .		20	-0.043 -0.047 58.513 0.000
* .		* .		21	-0.115 -0.081 62.966 0.000
* .		. .		22	-0.090 -0.056 65.710 0.000
* .		* .		23	-0.090 -0.080 68.475 0.000
. .		. *		24	0.001 0.102 68.475 0.000
. .		. .		25	-0.017 -0.022 68.571 0.000
. *		. *		26	0.081 0.120 70.801 0.000
. .		* .		27	0.060 -0.061 72.036 0.000
. .		. .		28	0.012 -0.021 72.087 0.000
. .		. .		29	0.009 -0.006 72.119 0.000
. .		. .		30	-0.003 0.043 72.122 0.000
. .		. .		31	0.003 0.016 72.124 0.000
. .		. .		32	-0.011 -0.052 72.169 0.000
* .		. .		33	-0.070 -0.028 73.916 0.000
. .		. *		34	0.026 0.073 74.150 0.000
. .		. .		35	0.038 0.029 74.656 0.000
. .		. .		36	-0.011 -0.051 74.696 0.000

Ek-1B. AR(2) Süreci İçin Korelogram

Örnekleme: 3/16/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 312

Otokorelasyon		Kısmi Korelasyon		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.028	0.028	0.2535		
. .	. .	2	-0.022	-0.023	0.4066		
. *	. *	3	0.112	0.114	4.4117	0.036	
. .	. .	4	0.023	0.016	4.5775	0.101	
. *	. *	5	0.100	0.106	7.7574	0.051	
. .	* .	6	-0.042	-0.061	8.3278	0.080	
* .	* .	7	-0.116	-0.114	12.671	0.027	
. .	. .	8	0.035	0.015	13.056	0.042	
. .	. .	9	0.046	0.048	13.727	0.056	
. .	. *	10	0.052	0.074	14.620	0.067	
. .	. .	11	-0.025	-0.018	14.829	0.096	
. .	. .	12	0.003	0.016	14.833	0.138	
. .	. .	13	0.006	-0.031	14.846	0.190	
. *	. *	14	0.128	0.118	20.261	0.062	
. .	. .	15	-0.008	-0.019	20.282	0.088	
* .	* .	16	-0.126	-0.104	25.576	0.029	
. .	. .	17	-0.016	-0.036	25.666	0.042	
. *	. *	18	0.080	0.073	27.773	0.034	
. .	. .	19	0.013	0.015	27.827	0.047	
. .	. .	20	-0.049	-0.030	28.623	0.053	
* .	. .	21	-0.084	-0.055	30.972	0.041	
. .	. .	22	-0.022	-0.047	31.129	0.054	
. .	* .	23	-0.046	-0.088	31.841	0.061	
. .	. .	24	0.036	0.056	32.277	0.073	
* .	. .	25	-0.073	-0.027	34.084	0.064	
. *	. *	26	0.081	0.132	36.332	0.051	
. .	. .	27	0.063	0.035	37.685	0.050	
. .	. .	28	0.019	0.006	37.806	0.063	
. .	. .	29	0.022	-0.020	37.978	0.078	
. .	. .	30	0.003	0.023	37.980	0.099	
. .	. .	31	0.043	0.045	38.637	0.109	
. .	. .	32	0.022	-0.021	38.803	0.130	
* .	* .	33	-0.082	-0.066	41.164	0.105	
. .	. *	34	0.047	0.071	41.936	0.112	
. .	. *	35	0.040	0.069	42.510	0.124	
. .	* .	36	-0.039	-0.058	43.048	0.137	

Ek-1C. MA(1) Süreci İçin Korelogram

Örnekleme: 3/02/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 314

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
. *****	. *****	1	0.783	0.783	194.53	
. *****	. *****	2	0.856	0.628	427.78	0.000
. *****	** .	3	0.671	-0.304	571.24	0.000
. *****	. *	4	0.720	0.097	737.03	0.000
. ****	* .	5	0.551	-0.126	834.70	0.000
. *****	. **	6	0.624	0.201	959.98	0.000
. ****	. .	7	0.492	0.016	1038.2	0.000
. ****	. .	8	0.560	0.024	1139.8	0.000
. ***	. .	9	0.445	-0.026	1204.2	0.000
. ****	* .	10	0.487	-0.084	1281.5	0.000
. ***	* .	11	0.366	-0.062	1325.4	0.000
. ***	. .	12	0.399	0.006	1377.8	0.000
. **	* .	13	0.277	-0.069	1403.2	0.000
. **	. .	14	0.309	0.014	1434.8	0.000
. *	* .	15	0.190	-0.100	1446.8	0.000
. **	. .	16	0.215	-0.047	1462.1	0.000
. *	. .	17	0.119	0.036	1466.8	0.000
. *	. .	18	0.155	0.034	1474.8	0.000
. .	* .	19	0.057	-0.066	1475.9	0.000
. *	. .	20	0.095	-0.010	1479.0	0.000
. .	. .	21	0.018	0.041	1479.1	0.000
. .	. .	22	0.052	0.001	1480.0	0.000
. .	. .	23	-0.009	0.052	1480.0	0.000
. .	. .	24	0.034	0.039	1480.4	0.000
. .	. *	25	-0.007	0.070	1480.4	0.000
. .	. .	26	0.034	-0.009	1480.8	0.000
. .	. .	27	-0.007	-0.027	1480.9	0.000
. .	* .	28	0.013	-0.067	1480.9	0.000
. .	. .	29	-0.016	0.057	1481.0	0.000
. .	. .	30	0.008	0.049	1481.0	0.000
. .	. .	31	-0.007	0.038	1481.0	0.000
. .	. .	32	0.017	-0.041	1481.1	0.000
. .	. .	33	0.014	0.018	1481.2	0.000
. .	. .	34	0.041	0.026	1481.8	0.000
. .	. .	35	0.050	0.049	1482.7	0.000
. .	. .	36	0.061	-0.042	1484.0	0.000

Ek-1D. MA(2) Süreci İçin Korelogram

Örnekleme: 3/02/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 314

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. ****	. ****	1	0.524	0.524	87.188
. *****	. ****	2	0.670	0.545	229.95
. *****	. ****	3	0.693	0.484	383.01 0.000
. ***	*** .	4	0.387	-0.352	430.90 0.000
. *****	. *	5	0.616	0.069	552.67 0.000
. ***	. *	6	0.436	0.073	613.96 0.000
. ***	. *	7	0.406	0.078	667.11 0.000
. ***	. .	8	0.497	-0.016	747.28 0.000
. ***	. .	9	0.338	0.024	784.52 0.000
. ***	* .	10	0.387	-0.060	833.37 0.000
. ***	* .	11	0.338	-0.082	870.70 0.000
. **	. .	12	0.264	-0.028	893.51 0.000
. **	. .	13	0.269	-0.055	917.36 0.000
. **	. .	14	0.220	0.019	933.44 0.000
. *	* .	15	0.165	-0.078	942.49 0.000
. *	. .	16	0.159	-0.048	950.92 0.000
. *	* .	17	0.105	-0.060	954.62 0.000
. *	. *	18	0.101	0.086	958.02 0.000
. *	. .	19	0.080	0.007	960.17 0.000
. .	* .	20	0.029	-0.072	960.46 0.000
. .	. .	21	0.061	0.029	961.70 0.000
. .	. .	22	-0.005	-0.002	961.71 0.000
. .	. .	23	0.001	0.006	961.71 0.000
. .	. *	24	0.044	0.126	962.36 0.000
. .	. .	25	-0.033	0.042	962.74 0.000
. .	. .	26	0.046	0.018	963.46 0.000
. .	. .	27	0.004	-0.044	963.47 0.000
. .	. .	28	-0.031	-0.053	963.80 0.000
. .	. .	29	0.047	0.045	964.58 0.000
. .	. .	30	-0.039	0.043	965.10 0.000
. .	. .	31	0.018	0.034	965.22 0.000
. .	. .	32	0.039	0.004	965.76 0.000
. .	* .	33	-0.027	-0.059	966.02 0.000
. *	. *	34	0.086	0.067	968.62 0.000
. .	. .	35	0.031	0.047	968.97 0.000
. .	. .	36	0.035	-0.020	969.42 0.000

Ek-1E. ARMA(1, 1) Süreci İçin Korelogram

Örnekleme: 3/09/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 313

Otokorelasyon		Kısmi Korelasyon		AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.035	-0.035	0.3789		
. *	. *	2	0.089	0.088	2.8789		
. *	. *	3	0.094	0.101	5.6853	0.017	
* .	* .	4	-0.079	-0.081	7.6694	0.022	
. .	. .	5	0.060	0.038	8.8170	0.032	
. .	. .	6	-0.026	-0.017	9.0311	0.060	
* .	* .	7	-0.127	-0.126	14.250	0.014	
. *	. .	8	0.070	0.053	15.822	0.015	
. .	. .	9	0.009	0.051	15.851	0.027	
. .	. *	10	0.059	0.068	16.967	0.030	
. .	. .	11	-0.012	-0.043	17.016	0.048	
. .	. .	12	0.003	0.005	17.019	0.074	
. .	. .	13	-0.002	-0.017	17.020	0.107	
. *	. *	14	0.094	0.094	19.916	0.069	
. .	. .	15	-0.024	-0.012	20.106	0.093	
* .	* .	16	-0.110	-0.124	24.095	0.045	
. .	. .	17	-0.012	-0.024	24.140	0.063	
. .	. .	18	0.034	0.064	24.516	0.079	
. .	. .	19	-0.020	-0.004	24.644	0.103	
. .	. .	20	-0.002	-0.027	24.646	0.135	
* .	* .	21	-0.110	-0.088	28.705	0.071	
. .	. .	22	-0.018	-0.036	28.818	0.091	
* .	* .	23	-0.099	-0.124	32.160	0.056	
. .	. *	24	0.058	0.085	33.312	0.058	
* .	. .	25	-0.067	-0.023	34.848	0.054	
. *	. *	26	0.090	0.115	37.621	0.038	
. .	. .	27	0.029	0.003	37.907	0.047	
. .	. .	28	0.002	-0.031	37.908	0.062	
. .	. .	29	0.015	-0.021	37.984	0.078	
. .	. .	30	-0.005	0.028	37.992	0.099	
. .	. .	31	0.004	0.044	37.996	0.122	
. .	. .	32	0.022	-0.019	38.171	0.145	
* .	* .	33	-0.085	-0.059	40.728	0.113	
. .	. .	34	0.045	0.036	41.439	0.123	
. .	. *	35	0.039	0.083	41.989	0.136	
. .	* .	36	-0.046	-0.059	42.750	0.144	

Ek-1F. ARMA(1, 2) Süreci İçin Korelogram

Örnekleme: 3/09/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 313

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **		. **		1	0.286 0.286 25.902
. .	* .	2	-0.018 -0.109 26.010		
. .	. *	3	0.050 0.097 26.820 0.000		
. .	* .	4	-0.039 -0.096 27.317 0.000		
. .	. *	5	0.020 0.080 27.451 0.000		
. .	* .	6	-0.057 -0.116 28.477 0.000		
* .	* .	7	-0.136 -0.073 34.461 0.000		
. .	. *	8	0.028 0.082 34.709 0.000		
. *	. .	9	0.068 0.033 36.197 0.000		
. .	. .	10	0.055 0.046 37.186 0.000		
. .	. .	11	-0.004 -0.054 37.192 0.000		
. .	. .	12	-0.024 0.011 37.384 0.000		
. .	. .	13	0.035 0.018 37.787 0.000		
. *	. *	14	0.105 0.095 41.389 0.000		
. .	* .	15	-0.033 -0.092 41.743 0.000		
* .	* .	16	-0.146 -0.096 48.788 0.000		
. .	. .	17	-0.034 0.034 49.170 0.000		
. .	. .	18	0.044 0.035 49.827 0.000		
. .	. .	19	0.006 -0.018 49.841 0.000		
. .	. .	20	-0.038 -0.034 50.330 0.000		
* .	* .	21	-0.104 -0.071 54.011 0.000		
* .	* .	22	-0.086 -0.073 56.517 0.000		
* .	* .	23	-0.075 -0.084 58.417 0.000		
. .	. *	24	0.002 0.077 58.418 0.000		
. .	. .	25	-0.015 -0.022 58.496 0.000		
. *	. *	26	0.079 0.134 60.658 0.000		
. .	* .	27	0.061 -0.061 61.936 0.000		
. .	. .	28	0.002 -0.011 61.938 0.000		
. .	. .	29	0.001 -0.015 61.938 0.000		
. .	. .	30	-0.000 0.049 61.938 0.000		
. .	. .	31	0.014 0.019 62.005 0.000		
. .	. .	32	-0.013 -0.054 62.065 0.001		
* .	. .	33	-0.075 -0.028 64.059 0.000		
. .	. *	34	0.030 0.072 64.386 0.001		
. .	. .	35	0.042 0.018 65.014 0.001		
. .	. .	36	-0.016 -0.036 65.101 0.001		

Ek-1G. ARMA(2, 1) Süreci İçin Korelogram

Örnekleme: 3/16/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 312

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. **		. **		1	0.320 0.320 32.159
. *		. .		2	0.141 0.043 38.404
. .		. .		3	0.060 0.004 39.547 0.000
. .		. .		4	0.061 0.039 40.715 0.000
. .		. .		5	0.024 -0.009 40.904 0.000
. .		* .		6	-0.052 -0.072 41.759 0.000
* .		* .		7	-0.151 -0.132 49.061 0.000
. .		. *		8	0.014 0.119 49.126 0.000
. .		. .		9	0.010 -0.002 49.159 0.000
. *		. *		10	0.073 0.077 50.893 0.000
. .		* .		11	-0.038 -0.083 51.375 0.000
. .		. .		12	0.029 0.057 51.648 0.000
. .		. .		13	0.009 -0.031 51.674 0.000
. *		. *		14	0.117 0.112 56.168 0.000
. .		* .		15	-0.039 -0.104 56.667 0.000
* .		* .		16	-0.098 -0.079 59.852 0.000
* .		. .		17	-0.063 0.015 61.161 0.000
. .		. *		18	0.061 0.079 62.402 0.000
. .		. .		19	-0.007 -0.030 62.420 0.000
. .		* .		20	-0.056 -0.066 63.463 0.000
* .		* .		21	-0.132 -0.064 69.340 0.000
* .		. .		22	-0.064 -0.054 70.728 0.000
* .		. .		23	-0.075 -0.044 72.627 0.000
. .		. *		24	0.019 0.074 72.751 0.000
. .		. .		25	-0.045 -0.001 73.431 0.000
. *		. *		26	0.087 0.107 75.997 0.000
. .		. .		27	0.064 -0.009 77.385 0.000
. .		. .		28	0.054 -0.032 78.403 0.000
. .		. .		29	0.016 0.006 78.496 0.000
. .		. .		30	0.018 0.019 78.607 0.000
. .		. .		31	0.018 0.033 78.719 0.000
. .		. .		32	0.006 -0.063 78.731 0.000
* .		. .		33	-0.072 -0.020 80.527 0.000
. .		. *		34	0.030 0.085 80.834 0.000
. .		. .		35	0.023 0.042 81.020 0.000
. .		* .		36	-0.003 -0.083 81.023 0.000

Ek-2A.ARMA(1, 1) Süreci İçin Hata Kareler Korelogramı

Örneklem: 3/09/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 313

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	0.010	0.010	0.0343
.*	.*	2	0.095	0.095	2.9176
.*	.*	3	0.109	0.108	6.7070 0.010
. ***	. ***	4	0.422	0.420	63.464 0.000
. .	. .	5	0.006	0.005	63.474 0.000
. .	* .	6	0.027	-0.059	63.711 0.000
.*	. .	7	0.078	-0.019	65.661 0.000
.*	* .	8	0.086	-0.109	68.045 0.000
. .	. .	9	-0.005	-0.013	68.052 0.000
. .	. .	10	0.043	0.061	68.659 0.000
. .	. .	11	0.007	-0.015	68.678 0.000
. .	.*	12	0.058	0.073	69.784 0.000
. .	. .	13	0.009	0.019	69.812 0.000
.*	. .	14	0.070	0.036	71.407 0.000
. .	. .	15	0.034	0.045	71.790 0.000
.*	.*	16	0.116	0.085	76.291 0.000
. .	. .	17	0.041	0.025	76.853 0.000
. .	* .	18	0.003	-0.074	76.856 0.000
.*	.*	19	0.131	0.086	82.605 0.000
. .	. .	20	0.046	-0.041	83.317 0.000
. .	. .	21	0.012	-0.032	83.365 0.000
. .	. .	22	0.001	0.010	83.365 0.000
. .	. .	23	0.065	-0.039	84.784 0.000
. .	. .	24	0.046	0.056	85.514 0.000
. .	. .	25	-0.008	0.021	85.534 0.000
. .	. .	26	0.006	-0.017	85.548 0.000
. .	. .	27	0.050	0.047	86.423 0.000
. .	. .	28	0.002	-0.042	86.425 0.000
. .	. .	29	0.026	0.013	86.664 0.000
. .	. .	30	0.008	0.006	86.688 0.000
. .	. .	31	0.009	-0.051	86.715 0.000
. .	. .	32	-0.010	-0.011	86.751 0.000
. .	. .	33	0.054	0.026	87.781 0.000
. .	. .	34	-0.010	-0.010	87.815 0.000
. .	. .	35	-0.017	-0.022	87.912 0.000
. .	. .	36	0.023	0.026	88.108 0.000

Ek-2B. ARMA(1, 1) LM-Testi Sonuçları

ARCH Test:

F-statistic	20.18593	Probability	0.000000
Obs*R-squared	64.84786	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: RESID^2

Method: Least Squares

Date: 07/20/07 Time: 14:08

Sample (adjusted): 4/06/2001 3/02/2007

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000139	6.32E-05	2.201063	0.0285
RESID^2(-1)	-0.071003	0.051579	-1.376590	0.1697
RESID^2(-2)	0.061849	0.051242	1.207001	0.2284
RESID^2(-3)	0.120943	0.050962	2.373172	0.0183
RESID^2(-4)	0.423058	0.050233	8.421876	0.0000

Ek-3A. ARCH(1) Modeli Tahmin Sonuçları

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Prob.
C	0.337180	0.010702	31.50718	0.0000
AR(1)	0.892951	0.007295	122.3978	0.0000
MA(1)	0.198759	0.073205	2.715118	0.0066
Varyans Denklemi				
C	0.000199	1.73E-05	11.53784	0.0000
RESID(-1)^2	0.643397	0.173647	3.705192	0.0002

Ek-3B. ARCH(1)Modeli Hata Kareler Korelogramı

Örnekleme: 3/09/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 313

Ötokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1	-0.047	-0.047	0.7067
. .	. .	2	0.059	0.057	1.8101
. .	. .	3	-0.003	0.002	1.8129 0.178
. ***	. ***	4	0.388	0.387	49.836 0.000
. .	. .	5	0.004	0.046	49.841 0.000
. .	. .	6	-0.013	-0.056	49.897 0.000
. .	. .	7	0.028	0.019	50.154 0.000
. .	* .	8	0.018	-0.151	50.258 0.000
. .	. .	9	-0.003	-0.036	50.261 0.000
. .	. *	10	0.038	0.082	50.740 0.000
. .	. .	11	-0.013	-0.027	50.799 0.000
. .	. *	12	0.054	0.116	51.747 0.000
. .	. .	13	-0.001	0.030	51.747 0.000
. .	. .	14	0.040	-0.021	52.275 0.000
. *	. *	15	0.067	0.103	53.746 0.000
. .	. .	16	0.016	-0.047	53.835 0.000
. .	. .	17	0.016	-0.014	53.925 0.000
. .	. .	18	-0.027	-0.030	54.162 0.000
. *	. *	19	0.151	0.087	61.812 0.000
. .	. .	20	-0.008	0.027	61.831 0.000
. .	. .	21	0.021	0.022	61.979 0.000
. .	. .	22	-0.013	0.007	62.036 0.000
. *	. .	23	0.074	-0.015	63.922 0.000
. .	. .	24	0.017	0.003	64.023 0.000
. .	. .	25	-0.017	-0.034	64.127 0.000
. .	. .	26	0.010	-0.003	64.162 0.000
. .	. .	27	0.045	0.046	64.876 0.000
. .	. .	28	-0.008	-0.015	64.895 0.000
. .	. .	29	0.043	0.061	65.527 0.000
. .	. .	30	-0.016	-0.006	65.614 0.000
. .	* .	31	-0.002	-0.073	65.616 0.000
. .	. .	32	-0.010	0.004	65.650 0.000
. .	. .	33	0.041	-0.009	66.228 0.000
. .	. .	34	-0.016	-0.027	66.316 0.000
. .	. .	35	-0.028	0.015	66.594 0.000
. .	. .	36	0.056	0.062	67.728 0.001

Ek-3C.ARCH(1)Modeli LM-Testi Sonuçları

ARCH Test:

F-statistic	13.95518	Probability	0.000000
Obs*R-squared	47.93667	Probability	0.000000

Test Equation:

Dependent Variable: STD_RESID^2

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 4/06/2001 3/02/2007

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.596608	0.183996	3.242498	0.0013
STD_RESID^2(-1)	-0.045332	0.052873	-0.857373	0.3919
STD_RESID^2(-2)	0.035880	0.052921	0.678004	0.4983
STD_RESID^2(-3)	0.020477	0.052926	0.386906	0.6991
STD_RESID^2(-4)	0.387610	0.052832	7.336724	0.0000

Ek-3D. ARCH(2) Modeli Tahmin Sonuçları(Normal Dağılım)

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Prob.
C	0.327031	0.006865	47.63804	0.0000
AR(1)	0.885231	0.005415	163.4854	0.0000
Varyans Denklemi				
C	0.000110	1.54E-05	7.163620	0.0000
RESID(-1)^2	0.781760	0.170975	4.572364	0.0000
RESID(-2)^2	0.237802	0.059549	3.993409	0.0001

Ek-3E.ARCH(2)Modeli Tahmin Sonuçları(Student-t Dağılımı)

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Prob.
C	0.235271	0.053029	4.436621	0.0000
AR(1)	0.976539	0.008854	110.2995	0.0000
Varyans Denklemi				
C	0.000125	3.99E-05	3.146332	0.0017
RESID(-1)^2	0.746919	0.317615	2.351647	0.0187
RESID(-2)^2	0.418768	0.182985	2.288535	0.0221

Ek-4A. GARCH(1, 1) Modeli Tahmin Sonuçları

	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Prob.
C	0.355047	0.031884	11.13549	0.0000
AR(1)	0.958388	0.014808	64.72249	0.0000
MA(1)	0.348772	0.057777	6.036546	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.45E-05	3.82E-06	3.797386	0.0001
RESID(-1)^2	0.037761	0.017788	2.122775	0.0338
GARCH(-1)	0.888034	0.029375	30.23074	0.0000

Ek-4B. GARCH(1, 1) Modeli Hata Kareler Korelogramı

Örnekleme: 3/09/2001 3/02/2007

Gözlem Sayısı: 313

Otokorelasyon	Kısmi Korelasyon	AC	PAC	Q-Stat	Prob
. .	. .	1 0.059	0.059	1.0996	
. .	. .	2 0.032	0.028	1.4175	
. .	. .	3 -0.012	-0.015	1.4611	0.227
. .	. .	4 0.000	0.001	1.4611	0.482
. .	. .	5 -0.014	-0.014	1.5284	0.676
. .	. .	6 -0.043	-0.042	2.1167	0.714
. *	. *	7 0.098	0.104	5.1809	0.394
. .	. .	8 -0.010	-0.020	5.2145	0.517
* .	* .	9 -0.061	-0.067	6.4120	0.493
. .	. .	10 -0.001	0.011	6.4124	0.601
. .	. .	11 -0.051	-0.050	7.2534	0.611
. .	. .	12 0.058	0.064	8.3520	0.594
. .	. .	13 -0.035	-0.030	8.7463	0.645
. .	. .	14 -0.031	-0.048	9.0680	0.697
. .	. .	15 -0.008	-0.001	9.0893	0.766
. .	. .	16 -0.048	-0.036	9.8529	0.773
. .	. .	17 -0.010	-0.010	9.8861	0.827
. .	. .	18 -0.042	-0.028	10.483	0.840
. .	. .	19 0.065	0.052	11.900	0.806
. .	. .	20 -0.045	-0.054	12.582	0.816
. .	. .	21 -0.018	-0.003	12.686	0.854
. .	. .	22 -0.036	-0.042	13.117	0.872
. .	. .	23 -0.034	-0.023	13.499	0.890
. .	. .	24 -0.001	-0.001	13.500	0.918
. .	. .	25 -0.035	-0.031	13.910	0.929
. .	. .	26 -0.018	-0.031	14.026	0.946
. .	. .	27 0.018	0.023	14.141	0.959
. .	. .	28 0.014	0.019	14.213	0.970
. .	. .	29 0.055	0.045	15.256	0.966
. .	. .	30 0.025	0.028	15.470	0.973
. .	. .	31 -0.012	-0.045	15.519	0.981
. .	. .	32 -0.004	0.005	15.526	0.986
. .	. .	33 -0.002	0.005	15.528	0.991
. .	* .	34 -0.048	-0.062	16.334	0.990
* .	. .	35 -0.061	-0.052	17.658	0.987
. .	. .	36 0.011	0.005	17.702	0.990

Ek-4C.GARCH(1, 1) Modeli LM-Testi Sonuçları

ARCH Test:

F-statistic	0.341372	Probability	0.849926
Obs*R-squared	1.381741	Probability	0.847362

Test Equation:

Dependent Variable: STD_RESID^2

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 4/06/2001 3/02/2007

Included observations: 309 after adjustments

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.942949	0.165521	5.696866	0.0000
STD_RESID^2(-1)	0.057134	0.057347	0.996289	0.3199
STD_RESID^2(-2)	0.029790	0.057416	0.518855	0.6042
STD_RESID^2(-3)	-0.014936	0.057436	-0.260054	0.7950
STD_RESID^2(-4)	0.001540	0.057351	0.026853	0.9786

ÖZGEÇMİŞ

1978 yılında Denizli’de doğdu. Denizli Lisesi’ni bitirdi. 2002 yılında Gazi Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonometri Bölümü’nden mezun oldu. 2007 yılında Pamukkale Üniversitesi’nde İktisat yüksek lisansını tamamladı.