

17506

İSTANBUL TEKNİK ÜNİVERSİTESİ ★ SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

RİSKE MARUZ DEĞER VE BİR UYGULAMA

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Burcu ARDANIÇ

(412021023)

Tezin Enstitüye Verildiği Tarih : 22 Aralık 2003

Tezin Savunulduğu Tarih : 15 Ocak 2004

Tez Danışmanı : Prof. Dr. Burç ÜLENGİN *L. R. Uyg.* 29.01.2004

Diğer Jüri Üyeleri : Prof. Dr. Cengiz KAHRAMAN *Ch* 29.01.04

Doç Dr. Suat TEKER *Suat Tekir* 28.1.2004

OCAK 2004

ÖNSÖZ

Günümüzde bölgelerin, ülkelerin ve piyasaların sahip olduğu global yapı, bireysel ve kurumsal yatırımcıların karşılaştıkları finansal riskleri büyük ölçüde arttırmaktadır. Böyle bir ortamda firmalar açısından, başarılı olmanın ve rekabet edebilmenin önde gelen koşullarından biri, etkin bir ‘ Risk Yönetimi ’ anlayışına sahip olmaktan geçer.

Bu çalışmada, önemi gün geçtikçe daha da artmakta olan ‘ Risk Yönetimi ’ stratejisinin ‘ Piyasa Riski Ölçümü ’ konusuna odaklanılmıştır. Elinizde tutmakta olduğunuz bu tezin gerek finans akademisinde, gerekse sektöründe, risk konusu ile ilgilenenlerin yararlanabileceği bir kaynak olması umudu ve dileği içindedir.

Bu vesile ile benim bugünlere gelmemde üzerimde büyük emeği ve desteği olan aileme; tezin hazırlanması aşamasında yoluma ışık tutan ve yardımlarını esirgemeyen değerli danışman hocam Prof. Dr. Burç Ülengin’e sonsuz teşekkürü bir borç bilirim.

BURCU ARDANIÇ

ARALIK 2003

İÇİNDEKİLER

KISALTMALAR	v
TABLO LİSTESİ	vi
ŞEKİL LİSTESİ	vii
SEMBOL LİSTESİ	ix
ÖZET	x
SUMMARY	xi
1. GİRİŞ	1
2. GELENEKSEL RİSK ÖLÇÜM TEKNİKLERİ	6
2.1. Boşluk Analizi	6
2.2. Süre Analizi	7
2.3. Süre-Boşluk Analizi	10
2.4. İstatistiksel Analiz	10
2.5. Türev Modeller	10
3. RİSKE MARUZ DEĞER (VaR)	12
3.1. Delta- Normal Metot	15
3.2. Delta- Gama Metodu	19
3.2.1. Delta-Gama Normal Yaklaşım	21
3.2.2. Kuadratik Optimizasyon	22
3.2.3. Delta ve Gama Tahmin Yolu	23
3.3. Tarihi Simülasyon Yaklaşımı	23
3.4. Monte Carlo Simülasyonu	25
3.5. Stres Testleri	29
3.5.1. Senaryo Analizi	29
3.5.2. Stres Modelleri	30
3.6. Yöntemlerin Karşılaştırılması	30

4. PARAMETRİK VaR TAHMİNİ	33
4.1. Eşit Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama	37
4.2. Riskmetrics Yaklaşımı	38
4.3. GARCH Tahmini	40
5. UYGULAMA	43
5.1. Veri Seti	43
5.2. Metodoloji	44
5.2.1. İstatistiksel Yapı	44
5.2.2. Modelin Tanımı	47
5.3. Model Tahmini ve Sonuçları	49
5.3.1. Usd	51
5.3.2. Euro	53
5.3.3. Arçelik	56
5.3.4. Brisa Kimya Petrol	58
5.3.5. Ereğli Demir Çelik	59
5.3.6. Finansbank	60
5.3.7. Garanti Bankası	61
5.3.8. Hürriyet Gazetecilik	63
5.3.9. İş Bankası (C)	64
5.3.10. Koç Holding	66
5.3.11. Kristal Kola	67
5.3.12. Park Elektrik Madencilik	68
5.3.13. Turkcell	70
5.3.14. Vestel	71
5.4. Portföy Volatilite ve VaR Hesabı	73
6. SONUÇ	78
KAYNAKLAR	81
EKLER	84
ÖZGEÇMİŞ	131

KISALTMALAR

VaR	: Riske Maruz Değer
G-10	: 10'lar Grubu Ülkeleri
BIS	: Uluslararası Ödemeler Bankası
TCMB	: Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası
İMKB	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
LM	: Lagrange Çarpanı
EWMA	: Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama
ARCH	: Ardışık Bağılanımlı Koşullu Değişken Varyans
GARCH	: Genelleştirilmiş Ardışık Bağılanımlı Koşullu Değişken Varyans
USD	: Amerikan Doları
ARCLK	: Arçelik
BRISA	: Brisa Petrol Kimya
EREGL	: Ereğli Demir Çelik
FINBN	: Finansbank
GARAN	: Garanti Bankası
HURGZ	: Hürriyet Gazetecilik
ISCTR	: İş Bankası (C)
KCHOL	: Koç Holding
KRSTL	: Kristal Kola
PRKTE	: Park Elektrik Madencilik
TCELL	: Turkcell
VESTL	: Vestel

TABLO LİSTESİ

Sayfa No

Tablo 5.1.	: Kullanılan Varlık Getirilerinin İstatistik Özetleri....	45
Tablo 5.2.	: Usd İçin Arch Testi.....	51
Tablo 5.3.	: Usd'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemleri	51
Tablo 5.4.	: Euro İçin Arch Testi.....	53
Tablo 5.5.	: Arçelik İçin Arch Testi.....	56
Tablo 5.6.	: Brisa İçin Arch Testi.....	58
Tablo 5.7.	: Ereğli İçin Arch Testi.....	59
Tablo 5.8.	: Finansbank İçin Arch Testi.....	60
Tablo 5.9.	: Garanti İçin Arch Testi.....	61
Tablo 5.10.	: Hürriyet İçin Arch Testi.....	63
Tablo 5.11.	: İş Bankası (C) İçin Arch Testi.....	64
Tablo 5.12.	: Koç Holding İçin Arch Testi.....	66
Tablo 5.13.	: Kristal Kola İçin Arch Testi.....	67
Tablo 5.14.	: Park Elk. Mdn. İçin Arch Testi.....	68
Tablo 5.15.	: Turkcell İçin Arch Testi.....	70
Tablo 5.16.	: Vestel İçin Arch Testi.....	71
Tablo 5.17.	: Portföy VaR'ları Karşılaştırmaları.....	77
Tablo A.1.	: BIS Tablosu.....	84
Tablo B.1.	: Portöyde Yer Alan İlk Yedi Varlığın Gözlem Dönemi İçinde Gün Sonu Kapanış Fiyatları.....	85
Tablo B.2.	: Portöyde Yer Alan Son Yedi Varlığın Gözlem Dönemi İçinde Gün Sonu Kapanış Fiyatları.....	94
Tablo F.1.	: Euro'nun Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	123
Tablo F.2.	: Arçelik'in Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	124
Tablo F.3.	: Brisa'nın Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	124
Tablo F.4.	: Ereğli'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	125
Tablo F.5.	: Finansbank'ın Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	125
Tablo F.6.	: Garanti'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	126
Tablo F.7.	: Hürriyet'in Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	126
Tablo F.8.	: İş Bankası (C)'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans D.	127
Tablo F.9.	: Koç Holding'in Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	127
Tablo F.10.	: Kristal Kola'nın Arch Etkili Getiri ve Varyans D....	128
Tablo F.11.	: Park Elk. Mdn.'in Arch Etkili Getiri ve Varyans D..	128
Tablo F.12.	: Turkcell'in Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	129
Tablo F.13.	: Vestel'in Arch Etkili Getiri ve Varyans D.....	129

ŞEKİL LİSTESİ

Sayfa No.

Şekil 3.1.	: Avrupa Tipi Satın Alma Opsiyonu.....	20
Şekil 4.1.	: Risk ve Portföy Çeşitlendirme İlişkisi.....	35
Şekil 5.1.	: Usd'nin Getiri Dağılımı Grafiği.....	46
Şekil 5.2.	: Arçelik'in Getiri Dağılımı Grafiği.....	46
Şekil 5.3.	: Usd'nin Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	46
Şekil 5.4.	: Arçelik'in Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	46
Şekil 5.5.	: Usd'nin Garch ve Sabit Varyansı.....	53
Şekil 5.6.	: Euro'nun Garch ve Sabit Varyansı.....	55
Şekil 5.7.	: Arçelik'in Garch ve Sabit Varyansı.....	57
Şekil C.1.	: Euro'nun Getiri Dağılımı Grafiği.....	103
Şekil C.2.	: Euro'nun Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	103
Şekil C.3.	: Brisa'nın Getiri Dağılımı Grafiği.....	104
Şekil C.4.	: Brisa'nın Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	104
Şekil C.5.	: Ereğli'nin Getiri Dağılımı Grafiği.....	105
Şekil C.6.	: Ereğli'nin Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	105
Şekil C.7.	: Finansbank'ın Getiri Dağılımı Grafiği.....	106
Şekil C.8.	: Finansbank'ın Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri....	106
Şekil C.9.	: Garanti'nin Getiri Dağılımı Grafiği.....	107
Şekil C.10.	: Garanti'nin Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	107
Şekil C.11.	: Hürriyet'in Getiri Dağılımı Grafiği.....	108
Şekil C.12.	: Hürriyet'in Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	108
Şekil C.13.	: İş Bankası (C)'nin Getiri Dağılımı Grafiği.....	109
Şekil C.14.	: İş Bankası (C)'nin Getiri Dağılımı İstatistik B.....	109
Şekil C.15.	: Koç Holding'in Getiri Dağılımı Grafiği.....	110
Şekil C.16.	: Koç Holding'in Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri...	110
Şekil C.17.	: Kristal Kola'nın Getiri Dağılımı Grafiği.....	111
Şekil C.18.	: Kristal Kola'nın Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri..	111
Şekil C.19.	: Park Elk. Mdn.'in Getiri Dağılımı Grafiği.....	112
Şekil C.20.	: Park Elk. Mdn.'in Getiri Dağılımı İstatistik B.....	112
Şekil C.21.	: Turkcell'in Getiri Dağılımı Grafiği.....	113
Şekil C.22.	: Turkcell'in Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	113
Şekil C.23.	: Vestel'in Getiri Dağılımı Grafiği.....	114
Şekil C.24.	: Vestel'in Getiri Dağılımı İstatistik Bilgileri.....	114
Şekil D.1.	: Brisa'nın Garch ve Sabit Varyansı.....	115
Şekil D.2.	: Ereğli'nin Garch ve Sabit Varyansı.....	115
Şekil D.3.	: Finansbank'ın Garch ve Sabit Varyansı.....	116
Şekil D.4.	: Garanti'nin Garch ve Sabit Varyansı.....	116
Şekil D.5.	: Hürriyet'in Garch ve Sabit Varyansı.....	117
Şekil D.6.	: İş Bankası (C)'nin Garch ve Sabit Varyansı.....	117
Şekil D.7.	: Koç Holding'in Garch ve Sabit Varyansı.....	118

Şekil D.8.	: Kristal Kola'nın Garch ve Sabit Varyansı.....	118
Şekil D.9.	: Park Elk. Mdn.'in Garch ve Sabit Varyansı.....	119
Şekil D.10.	: Turkcell'in Garch ve Sabit Varyansı.....	119
Şekil D.11.	: Vestel'in Garch ve Sabit Varyansı.....	120
Şekil E.1.	: Euro'nun GARCH İstatistik Özetleri.....	120
Şekil E.2.	: Arçelik'in GARCH İstatistik Özetleri.....	121
Şekil E.3.	: Finansbank'ın GARCH İstatistik Özetleri.....	121
Şekil E.4.	: Garanti'nin GARCH İstatistik Özetleri.....	122
Şekil E.5.	: Kristal Kola'nın GARCH İstatistik Özetleri.....	122
Şekil E.6.	: Turkcell'in GARCH İstatistik Özetleri.....	123
Şekil G.1.	: Finansal Varlıkların GARCH'ları Toplu Gösterimi..	130



SEMBOL LİSTESİ

α	: Standart Normal Dağılımda Güven Düzeyinin Ortalamadan Standart Sapma Cinsinden Uzaklığı
σ	: Varlık veya Portföyün Standart Sapması (Volatilite)
Δt	: Varlık veya Portföyü Elde Tutma Süresi
V_0	: Varlığın veya Portföyün Başlangıç Değeri
$\sum_{t+1}$	: Portföyü Oluşturan Finansal Varlıkların Varyans-Kovaryans Matrisi
w_t	: Portföyü Oluşturan Finansal Varlıkların Ağırlıklar Matrisi
w_t^T	: Portföyü Oluşturan Finansal Varlıkların Ağırlıklar Matrisi Transpozesi
R	: Getiri Oranı
w_i	: i. Varlığın Portföy İçindeki Ağırlığı
N	: İşleme Konu Olan Toplam Dönem veya Varlık Sayısı
μ	: Ortalama
$\sigma_{i,j}$	: i. ve j. Varlıkların Kovaryansı
$\rho_{i,j}$	: i. ve j. Varlıkların Korelasyon Katsayısı
t	: İçinde Bulunulan Dönem, Zaman
Δr	: Faiz Oranındaki Değişim
δ	: Delta
γ	: Gama
P	: Fiyat
λ	: Üstel Katsayı
u	: Regresyon Denklemindeki Hata Terimi
h_t	: t. Dönem Hata Teriminin Varyansı

ÖZET

Globalleşme, türev araçlar gibi yeni finansal ürünlerin ortaya çıkması ile piyasaların derinleşmesi, işlem hacmindeki artış, iletişim ve bilişim teknolojisinde ki gelişmeler finans piyasasında hareketliliği arttırmıştır. Son çeyrek yüzyılda sağlam ve büyük olduğu düşünülen bazı firmaların iflaslarının, meydana gelen finansal krizlerin önlenememiş olmasının önemli bir nedeni, bu tür konjonktürde bulunan kurumların üstlenebileceklerinden fazla risk almaları ve risk yönetimi prensibini benimsememiş olmalarıydı. Firmaların risk yönetimini etkin bir şekilde uygulayabilmeleri için, karşılaştıkları riskleri doğru ölçmeleri gerekir. Ulusal ve uluslararası finansal organizasyonlar, bağımsız dış düzenleyici ve denetleyici kuruluşlar, kurumların iç denetim biriminde risk ölçüm aracı olarak ‘ Riske Maruz Değer ’ (VaR) yöntemini kullanmalarını salık vermektedirler. VaR’ın son yıllarda dünya çapında kredibilitésinin yükselmesinin ve başarılı bir risk ölçüm yöntemi olmasının temel nedeni, uygulamasının zor olmaması ve firmaların gelecek bir dönemde maruz kalacağı tüm riski tek bir rakamla ifade etmesine dayanır.

Bu çalışmanın iki önemli amacı bulunmaktadır. Birincisi; VaR metodolojisini ayrıntılarıyla tanıtmak ve oluşturulmuş bir portföy için teorik olarak anlatılanları ampirik bir çerçevede yansıtmaktır. Söz konusu portföy, hisse senetleri ve döviz gibi doğrusal getirili araçlara sahip olduğu için uygulamada Delta-Normal metodun kullanılacağını belirlemekte yarar vardır. Çalışmanın ikinci amacı ise; Delta-Normal metot içinde yer alan ve bir sonra ki dönem riskinin ne olacağı tahmininde kullanılan Varyans-Kovaryans matrisinde ki değerlerin geleneksel ekonometrik yöntemlerin varsayımlarının aksine zaman içinde değiştiği gerçeği doğrultusunda, dinamik bir şekilde modelleyebilmektir. Bu modelleme Engle’nin zaman serileri verilerinde yakaladığı ‘ Ardışık Bağımlı Koşullu Değişken Varyans ’ (ARCH)’ ın geliştirilmiş hali ile yapılmıştır.

Uygulama sonucunda ulaşılan sonuçlar kısaca; finansal varlıkların getirileri volatilitesinde yüksek kalıcılık etkisi bulunduğu için gelecek dönem volatilité tahminlerinin kolaylıkla yapılabileceği, bunun da spekülátif hareketleri yaygınlaştırabileceği; teoride beklenildiği gibi bilgi asimetrisi sebebiyle Tatil’e giriş günlerinde ve Cuma günleri volatilitenin diğer işlem günlerine nazaran arttığı; portföyün genelinde dalgalanmanın yüksek seyrettiği dönemlerde GARCH ile modellenerek bulunan VaR değerlerinin, varyansın sabit olduğu varsayımı ile bulunan VaR değerlerinden düşük çıkması; portföyün genelinde nispeten durağan bir havanın yaşandığı periyotlarda ise GARCH ile modellenerek bulunan VaR değerlerinin, varyansın sabit olduğu varsayımı ile bulunan VaR değerlerinden yüksek çıkması şeklindedir.

SUMMARY

Globalism, markets deepen with the new financial products like derivative instruments, the increase in trading value, the developments of communication and information technologies have increased the movement in financial market. In the last quarter century, one of the important reasons of some financial crises which can not be prevented and bankruptcy of the some firms which thought as trustworthy and big, is that they took on much more risk than they could undertake and they didn't apply the risk management principle. Firms should measure the risks they face correctly to apply the risk management principle actively. National and international financial organizations, independent outside arrangement and supervision institutions advise the companies to use 'Value-at-Risk' (VaR) methodology as a risk management instrument in their inside audit units. VaR's credibility has increased in last years around the world and became a successful risk measurement methodology because it's not difficult to apply and it expresses the whole risk that the firm can be exposed in future with one number.

There are two important targets of this study. The first is to introduce the VaR methodology detailed and to reflect the theoretically explained information about the portfolio in practical frame. The portfolio composed of shares and foreign exchanges so it's useful to make it clear that the Delta- Normal method will use in application. The second target of the study is to be able to model the Variance- Covariance matrix values which use in the Delta- Normal method and forecast of future period's risk as dynamic and in the direction of changeable truth opposite to traditional econometric methods. This modelling has done in developed situation of Engle's ' Autoregressive Conditional Heteroscedasticity ' (ARCH) which he detected in time series data.

The results that are reached at the end of the application are briefly like these: Because there is high persistence in financial assets returns volatility, their future period volatility can be easily forecasted and this can cause to widespread speculative movements. As theoretically expected, Fridays and Holidays are found to be more volatile than other trading days because of information asymmetry. The periods when there is high volatility in general of the portfolio the VaR numbers that found from the GARCH model are lower than the VaR numbers that found from the assumption of constant variance. Adversely, the periods when the general of the portfolio is more stable, the VaR numbers that found from the GARCH model are higher than the VaR numbers that found from the assumption of constant variance.

1. GİRİŞ

Dünya ekonomisinde 1960'lı yıllarda kendini hissettirmeye başlayan değişim, 1980'lere gelindiğinde birçok gelişmekte olan ülkelerin parasının konvertibl olması ile hız kazandı. Böylelikle yurtiçinde oturanlar ile yurtdışında oturanlar diledikleri gibi ulusal paraları ya da yabancı ülkelerin paraları üzerinden her türlü sermaye piyasası aracının değişimini yapabilir hale geldiler. Serbest piyasa ekonomisinin sahip olması gereken birçok köklü yapısal düzenleme yürürlüğe girdi. Menkul kıymet borsalarının ekonomi üzerinde etkinliği arttı. Gelişmiş, rekabetçi ve derin bir finansal sisteme sahip olmak için kamunun piyasalara müdahalesi büyük ölçüde azaldı. Para transferinin elektronik ortamda yapılabilir olması gibi teknolojiye yaşanan hızlı gelişmeler tüm dünyada ticaret hacminin ve sermaye hareketlerinin artmasına olanak sağladı. Mal-Emek-Mali piyasalar üçgeninde meydana gelen serbestleşme ile ülkeler birbirleriyle ve dünya pazarıyla entegre oldular. 2003 yılında ABD'nin Irak yönetimine müdahalesi ile başgösteren Irak savaşı ve Amerikan ekonomisindeki durağanlık sonucunda doların yabancı ülke paraları karşısındaki değer kaybı, euro'nun yükselişi ile ihracatını Avrupa Birliği ülkelerine yapan şirketlerin bilançolarındaki karlılığın artması bu entegrasyonun yakın tarihteki bir örneği olarak gösterilebilir. Uluslararası bütünleşme, para ve sermaye piyasalarının dışa açık olması, piyasaların eşzamanlı hareket tarzı yani kısaca küreselleşme; faizlerin, döviz kurlarının, menkul kıymetlerin ve diğer mali varlıkların değerlerinde meydana gelen volatilitiyi arttırdı. Bu durum tasarruf sahibi bireylerin, firmaların ve finans kuruluşlarının yatırım yaptıkları araçlarda risklerin yükselmesine neden oldu.

Finansal enstrümanların getirilerinde meydana gelebilecek olan beklenmeyen sonuçları ifade eden risk, sistematik ve sistematik olmayan risk şeklinde genel bir ayrıma tabi tutulur. Sistematik risk, ekonominin makro değişkenlerinden veya ülkenin sosyo-politik çevresinin yarattığı temel hareketlerden kaynaklanır. Her menkul kıymet belli bir düzeyde sistematik riske sahipse de, mali varlıkların bu risk çeşidinden etkilenme ağırlıkları farklıdır fakat korunmaları pek mümkün değildir.

Faiz riski, kur riski, enflasyon riski, lke riski finans sisteminin btnn etkileyen sistematik risk sınıfı iine girer.

Sistematik olmayan risk, sz konusu varlıđın sadece kendisine zg zelliklerinden kaynaklanır. Yatırımcı portfy eitlendirmesi stratejisi uygulayarak sistematik olmayan riski kontrol altına alabilme olanađına sahiptir. Portfy eitlendirmesi; farklı menkul kıymetlere yatırımda bulunulması, portfydeki menkul kıymetlerin sayısının deđitirilmesi ve zellikle aralarında negatif korelasyon olan yatırımların aynı portfye toplanmasıyla yapılır. İ riski, ynetim riski ve finansal risk sistematik olmayan riskleri oluturur. Finansal risk ise kendi iinde piyasa riski, kredi riski, likidite riski operasyonel (faaliyet) risk ve yasal risk eklinde sınıflandırılır. Bu alımanın asıl ilgi konusu olan piyasa riskine ve bu riskin belirlenmesini sađlayan lm tekniklerine gemeden nce diđer finansal risk eitlerini kısaca tanımlamakta yarar vardır.

Kredi riski; ticari anlamalarda borlu tarafın yasal ykmllđn isteksiz veya yetersiz olması nedeniyle zamanında ve tam olarak yerine getirememesinden dođar. Bir kredi szlemesi yapılmadan nce gerek veya tzel kiinin belli miktarda fonu bor olarak alacak kadar kredibiliteye sahip olup olmadıđı tarafsızca deđerlendirilmelidir. Ayrıca verilecek kredinin kullanılacađı ticari i faaliyeti, yatırım projesinin sađlamlıđı, geri dn sresi ve karılık olarak gsterilen teminatlar hakkında tam bilgi edinilmelidir.

Likidite riski, pasiflerdeki deme ykmllklerinin aktiflerin nakde dntrleememesinden dolayı yerine getirilememesinden kaynaklanır. Net likit aktifleri pozitif seviyede tutmak iin kurulu, gemi dnem fonlanma miktarını, gelecekte ihtiya duyacađı borlanma tutarını ve bunlar iin kullanabileceđi kaynakları iyi analiz etmelidir. Byk bir kurumun veya birkaç orta lekte firmanın e zamanlarda likidite krizine girmesi ođu zaman domino etkisi yaratabilir ve kriz zincirleme ekilde piyasaların genelini olumsuz ekilde etkileyebilir, hatta resesyona sebep olabilir. Belirli varlıklara ilem limiti konularak veya pozisyon eitlendirmesi yoluna gidilerek bu riskin olumsuz etkisi azaltılabilir.

Operasyonel risk, i sreci iindeki herhangi bir safhada gereklemesi muhtemel hata veya kazalardan ortaya ıkabilecek zarar etme ihtimalidir. İlemlerin

personel hatasından dolayı doğru yapılamaması, proje başarısızlıkları, teknolojik araçlarda meydana gelen teknik arızalar, illegal faaliyetler, doğal afetler gibi kaynak yelpazesi geniş bir risk türü olan operasyonel riskten korunmak için her bir riski ayrı ayrı incelemeye almak gerekir. Mümkün olduğu kadar bu riskleri sigortalamak, sorumluluk ve yetkilerin netleştirilmesi yoluyla faaliyet riski azaltılabilir.

Yasal risk, sözleşmeye taraf olanlardan birinin işlem yapmaya kanuni açıdan yetkili olmamasından veya belirtilen şartların ihlal edilmesinden doğar. Ticari zararlar karşısında şirket aleyhine açılan tazminat davaları ya da yeni yasal düzenlemelerin iyi bilinmeden o alanda etkinlik gösterilmesi yasal riski artırır. Yasal risk, konuyla ilgili uzman kişilerin tavsiyeleri ile kontrol edilebilir.

Piyasa riski ise bugün ile gelecek dönem arasında portföyün değerinde meydana gelen dalgalanmayı ifade eder. Aslında hem makro hem de mikro değişkenlerden yani hem ekonominin genel konjonktüründen hem de varlıkların kendilerine has özelliklerinden dolayı bu dalgalanma oluşur. Piyasa riski daha çok döviz kurlarında, tahvil-bono ve hisse senetleri fiyatlarında meydana gelen oynaklıktan oluşur. İşletmelerin ve finansal kuruluşlarının son yıllarda bünyelerinde oluşturdukları 'Risk Yönetimi' biriminin en çok ilgilendiği ve konuyla ilgili birçok ölçüm tekniği geliştirdiği bir risk çeşididir.

Para ve sermaye piyasalarından oluşan mali piyasaların globalleşmesi, yeni finansal araçların ortaya çıkması, iletişim ve bilişim teknolojisindeki gelişmeler 'risk yönetimi' sisteminin önemini ve gerekliliğini arttırmıştır. Risk Yönetimi temel olarak, bireysel veya kurumsal yatırımcıların sahip oldukları varlıkların aynı veya farklı özelliğe sahip birden fazla kıymete yatırılması sonucu oluşturdukları portföylerinin karşılaşılabileceği riskleri ayrıntılarıyla tanımlama, değerlendirme, izleme ve ölçme işlevlerine sahiptir. Riskleri tanımlama, değerlendirme ve izleme risk yönetimi stratejisinin niteliksel yönünü, ölçme fonksiyonu ise kantitatif yönünü oluşturur. Günümüzde risk yönetimi uygulamaları daha çok ölçme fonksiyonu üzerine odaklanmıştır.

Bu çalışmanın amacı da farklı menkul kıymetlerden oluşmuş bir portföyün zaman içinde değerinde meydana gelebilecek değişikliği ölçmek, portföyün riskinin ne olacağı konusunu araştırmaktır. Bu amaçla ilk bölümde, dünya piyasalarında

yaşanan gelişmelere, küreselleşme olgusunun etkilerine, buna bağlı olarak ortaya çıkan 'risk' kavramına özet olarak değinilmiştir.

Risk yöneticileri, periyodik aralıklarla portföylerini oluşturan varlıkların özelliklerine uygun hesaplama teknikleri ile riskleri ölçmeli ve olası risklerin portföyün değerinde oluşturacağı değişiklikleri önceden belirlemelidirler. Bu yüzden çalışmanın ikinci bölümünde finansal risk ölçümü için bugüne kadar geliştirilmiş ve risk yöneticileri tarafından kullanılmış veya kısmen halen de kullanılmakta olan farklı risk ölçüm tekniklerine yer verilmiştir.

Son yıllarda görülmüştür ki 'Riske Maruz Değer' (Value at Risk - VaR) metodu özellikle piyasa riskini ölçmek için yaygın olarak kullanılan bir risk yönetimi aracı haline gelmiştir. VaR; oluşturulmuş bir portföyün belli bir zaman dilimi içinde, normal piyasa koşulları altında önceden saptanmış bir güven aralığı dahilinde toplam olarak en çok ne kadar kayba maruz kalabileceğini hesaplar. Birçok ulusal ve uluslararası derecelendirme kuruluşu firmaların veya finansal kurumların sermaye yeterliliğine bu ölçüm modelini baz alarak karar verir. Ayrıca 1974 yılında 10'lar grubu (G-10) ülkelerinin merkez bankalarının guvernörlerinin oluşturduğu, uluslararası bankacılık arenasında önemli bir düzenleyici ve denetleyici kurum olan Basle Komitesi tarafından kullanımı teşvik edilmektedir. VaR'ın evrensel düzeyde bu kadar yoğun kabul görmüş olması nedeniyle çalışmanın üçüncü bölümü tamamen bu yönetime ayrılmıştır. VaR metodolojisi toplam riski Delta-Normal, Delta-Gama, Tarihi Simülasyon veya Monte Carlo Simülasyonu yöntemlerinden biri ile hesaplar. Metotlardan hangisinin kullanılacağına portföyü oluşturan varlıkların özelliklerine bakılarak karar verilir. Üçüncü bölümü oluşturan alt kısımlarda bu metotlar ve bu metotlara ek olarak kullanılan Stres Testi yöntemi sırasıyla tek tek incelenmiştir. Bölümün son kısmında ise yöntemler avantajları ve dezavantajları dikkate alınarak birbirleriyle karşılaştırılmıştır.

Bu çalışma için meydana getirilmiş portföy İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında işlem görmekte olan on iki hisse senedinden ve iki dövizden (dolar, euro) oluştuğu yani doğrusal getirili araçlara sahip olduğu için, literatürde Varyans-Kovaryans metodu olarak da bilinen Delta-Normal yönteminin riskin ölçümünde kullanılması uygun olacaktır. Dördüncü bölümde bu yaklaşım ayrıntılarıyla

irdelenmiştir. Beşinci bölümde, bir önceki bölümde teorik olarak anlatılmış olanların bir bilgisayar programı kullanmak suretiyle uygulamasına yer verilmiştir.

Gelecek dönem riskinin ne olacağını tahmin etmek için kullanılan varyans-kovaryans matrisini oluşturan değerlerin zaman içinde sabit kalmaması, kurulan modeldeki bozucu terimlerin varyanslarının dönemden döneme dalgalanır olduğunun göstergesidir. Bu değişimin ‘Genelleştirilmiş Ardışık Bağımlı, Koşullu Değişken Varyans’ (GARCH) süreci içinde gerçekleştiği varsayılmış ve tahmin yöntemi olarak ‘En Yüksek Olabilirlik’ kullanılmıştır. İncelemede ele alınmış olan portföydeki hisse senetleri geliştirmekte olan piyasalardan biri olarak nitelendirilen Türk hisse senedi piyasasından alınmış olmasına rağmen yani gelişmiş menkul kıymet piyasalarına nazaran daha yüksek volatilité gösteren bir sermaye pazarından seçilmiş olmasına rağmen, tahmin edilmiş modellerin ve uygulamaların genel olduğunu ve her hisse senedi piyasasına uygulanabileceğini belirtmekte yarar vardır.

Altıncı ve son bölümde ampirik çalışmada varılan sonuçlar yorumlanmıştır ve tartışılmıştır.

2. GELENEKSEL RİSK ÖLÇÜM TEKNİKLERİ

Yirminci yüzyılın özellikle son çeyreğinden günümüze değin dünya ekonomik konjonktüründe ve finansal sisteminde görülmekte olan dinamizm, çeşitliliği hızla artan finansal varlıklarda risklerinde çoğalmasına neden olmuştur. Risk kelimesinin etimolojik kökeni, Latince ‘risicum’ kelimesine dayanır. Finans terminolojisi açısından risk; “finansal değişkenlerdeki hareketlerin neden olduğu beklenmeyen sonuçların dağılımı” olarak tanımlanır; bu yüzden hem pozitif hem negatif dağılımlar risk kaynağı olarak görülmelidir (Jorion, 1997, s.63). Bir menkul kıymet riski, ondan sağlanması beklenen getirinin belirsizliği veya değişkenliğidir (Reilly, 1989). Finansal varlıkların getirilerindeki değişken yapıdan doğan riskler portföyün değerine de etki eder. Bir portföyün riski ise portföyden beklenen getirinin, portföyün oluşturulmasına ilişkin karar aşamasında tam olarak kestirilememesi veya belli bir düzeyin altına düşmesi ya da yatırılan fonların tümünün veya bir kısmının yitilmesi şeklinde ortaya çıkabilir (Çıtak, 1999, s.11). Başta finansal kurumlar olmak üzere birçok mali olmayan firma tarafından da gün geçtikçe artan oranda kendi içlerinde oluşturdukları risk yönetimi biriminin temel amaçlarından biri soyut bir kavram olan riski sayısallaştırmaktır. Bu işlem riskin ölçülmesi konusunu gündeme getirir. Daha önce ki bölümde de ifade edildiği gibi riskler çok sayıda, farklı özellikli ve değişik kaynaklı olduğu için geleneksel risk yönetimi tarafından kullanılan tekniklerden herhangi bir tanesi her risk çeşidinin portföye veya firmaya olan etkisini kümülatif olarak ölçebilecek yapıda değildir. Bu bölümde sırasıyla tanıtılacak sözkonusu ölçüm yaklaşımlarının her biri ancak bir veya en çok birkaç tane risk türünün niceliksel hesabını yapabilecek düzeydedir.

2.1. BOŞLUK ANALİZİ

Sistematik bir risk çeşidi içine giren faiz riskini ölçmek için finans kuruluşları tarafından geliştirilmiş olan bir yaklaşımdır. Bu analiz başlangıçta her aktif ve pasif kalemini vadelerine göre sınıflandırır. Sonra, risk yöneticileri tarafından seçilmiş bir

zaman dilimi içinde faize duyarlı aktifler ile faize duyarlı pasifler arasındaki fark bulunur. Bir bilançoyu oluşturan toplam varlıkların toplam kaynaklarla ilişkisi dikkate alınarak hesaplanan bu ‘boşluk (gap)’ miktarı pozitif, negatif veya sıfır çıkar. Gelir getiren aktifler ile fon kaynaklarını ifade eden pasifler toplamda birbirine eşit olduğunda dönemsel ‘boşluk’ ların da toplam olarak sıfıra eşit çıkması beklenir.

Faiz oranı açığı ise; faiz oranlarındaki değişimden kaynaklanan net faiz gelirlerindeki değişimdir ki bu da ‘boşluk’ miktarı ile iki dönem arasındaki faiz oranı farkının çarpımına eşittir (Dowd,1999, s.9).

$$\Delta NII = (\text{Boşluk}). \Delta r \quad (2.1)$$

ΔNII : Net faiz gelirlerindeki değişim

Δr : Faiz oranındaki değişim

Boşluk : Belli bir periyotta faize duyarlı aktif ve pasifler arasındaki fark

‘Boşluk’ analizi ile bilançoda bir uyumsuzluk varsa kolayca yakalanabilir ama bu analiz sadece faiz riski ölçümünü yapabilmesi ve seçilmiş zaman dilimine olan hassasiyeti gibi birtakım eksik yönleri sahiptir.

2.2. SÜRE ANALİZİ

Faiz riskini ölçmek için kullanılan bir başka yöntem ‘süre (duration)’ (D) analizidir. ‘Süre’ terimi ilk defa 1938 yılında Frederick R. Macaulay tarafından hazine bonusu veya devlet tahvili gibi sabit getirili menkul kıymetlerin nakit akımlarının vadeye kalan zamanlarının ağırlıklandırılmış ortalaması olarak kullanılmıştır. Böylelikle sadece vade sonu anapara geri ödemesi değil, aynı zamanda yıl içi kupon ödemeleri dikkate alınmış olunur.

$$D = \frac{\sum_{t=1}^n t \cdot (CF_t) / (1+y)^t}{\sum_{t=1}^n CF_t / (1+y)^t} \quad (2.2)$$

y : İç verim oranı

n : Vadeye kadar olan dönem sayısı

t : Beklenen nakit akışının oluşacağı periyod
 CF_t : t. dönemde oluşması beklenen nakit akışı
 D : Varlığın Süresi

Bir portföyün 'süre'si ise, portföyü oluşturan faize duyarlı finansal varlıkların 'sürelerinin' ağırlıklı ortalamasıdır:

$$D = \sum_{i=1}^N w_i \cdot D_i \quad (2.3)$$

Bu analiz zamanla tahvil veya bononun fiyat hassasiyetini de ölçebilecek şekilde geliştirilmiştir. Varlığın fiyat hassasiyetini getiride meydana gelen küçük bir değişime karşılık verdiği tepki ile aşağıdaki formül yardımıyla ölçer (Fabozzi ve diğerleri, 1994, s.195):

$$D = \frac{\text{Getiri azalışında aldığı fiyat} - \text{Getiri artışında aldığı fiyat}}{\text{Başlangıç fiyatı} \cdot (\text{Yüksek getiri} - \text{Düşük getiri})} \cdot 100 \quad (2.4)$$

(2.4). denklemi daha iyi kavrayabilmek için bir örnek verilecek olunursa;

%5 kupon faizli, 1000\$ anapara geri ödemeli, %9 iskonto oranlı 15 yıl vadeli bir tahvilin fiyatı:

$$P = \frac{1000 \cdot \%5}{(1 + 0,09)^1} + \frac{50}{(1 + 0,09)^2} + \dots + \frac{1000+50}{(1 + 0,09)^{15}} = 677,57 \$ \quad (2.5)$$

Getiri %9'dan %9,5'e yükselirse tahvilin fiyatı 647,73\$'a düşer. Ters durumda yani getirinin %9'dan %8,5'a düşmesi halinde ise tahvil fiyatı 709,35\$'a yükselir.

Tüm bu değerlerin (2.4). denkleme uygun şekilde yerleştirilmesiyle bulunan sonuç şöyledir:

$$D = \frac{709,35\$ - 647,73\$}{677,57\$ \cdot (0,095 - 0,085)} \cdot 100 = 9,09 \quad (2.6)$$

‘Süre’ analizi formülasyonundan bazı sonuçlar çıkarılabilir:

- Aynı kupon faiz oranlı ve aynı getirili tahvillerde vadeye kalan gün sayısı uzun olan tahvilin ‘duration’ı’ daha büyük olur.
- Vadeye kalan süreleri ve getirileri eşit olan tahvillerde kupon faiz oranı düşük olan tahvilin ‘duration’ı’ daha büyük olur.
- Başlangıç fiyatı düşük olan tahvilin ‘duration’ı’ daha büyük olur.

Faiz oranlarının artması bekleniyorsa ‘duration’ fazlası bilançonun aktif tarafında olan (pozitif uyumsuzluk) firmalarda, aktif oransal olarak daha fazla değer kaybedeceği için özkaynaklarının değeri düşecek ve zarar meydana gelecektir; faiz oranlarının azalışı durumunda ise kar elde edecektir. Firma bilançosu negatif uyumsuzluk pozisyonundaysa faiz oranlarının artışı bu sefer özkaynakların değerini arttıracaktır; faiz azalışı ise özkaynakların değerinde de azalış yönünde etki yapacaktır. Firma risk almaktan kaçınan bir politika içinde ise varlık ve kaynakların ağırlıklı vadelerini denkleştirme ve böylece sıfır uyumsuzluk yaratma yoluna gidecektir.

Bu analiz, getiri oranındaki küçük bir değişimin menkul kıymetin fiyatı üzerindeki etkisini ölçmede etkindir. ‘Sürenin’ menkul kıymetin fiyat hassasiyeti ile ilgisi şu şekildedir:

$$\text{Finansal Varlığın Fiyatındaki Değişim \%} \approx - \text{Süre} \cdot (\text{Getiri değişimi}) \cdot 100$$

(2.7)

Yukarıda anlatılan ölçüm süreci sadece tahvile değil, aynı zamanda faiz içerikli diğer finansal varlıklara da uygulanabileceği bilinmelidir.

‘Boşluk’ analizinde defter değeri kullanılmakta iken ‘süre’ analizinde aktif veya pasif değerlerinin piyasa değerleri önem kazanmaktadır. Ayrıca ‘boşluk’ analizinde olduğu gibi bir dönem seçmeye de gerek yoktur çünkü hesaplamalar tüm nakit akımlarını kapsamaktadır. ‘Boşluk’ analizine göre bir üstün tarafı daha, net gelirdeki değişimi ölçmek yerine varlık veya kaynak değerlerinde meydana gelen değişimi hesaplamasıdır. Uygulanması kolay bir teknik olmasına rağmen ‘süre’ analizi de sadece faiz riskini dikkate alır ve finansal olmayan kurumlar için uygun bir risk ölçüm tekniği değildir.

2.3. SÜRE-BOŞLUK ANALİZİ

‘Süre-Boşluk’ analizi ise isminden de anlaşılacağı üzere her iki ölçüm tekniğini birleştiren bir özelliğe sahiptir. Standart ‘boşluk’ analizinde olduğu gibi, yeniden fiyatlamaya kadar dönemi uyumlaştırma yerine, aktiflerin ve pasiflerin ‘süresi’ uyumlaştırılmaktadır. Enstrümanların vadelerine dayalı olarak bilanço içi ve dışı faize duyarlı pozisyonlar bir zaman bandına yerleştirilmektedir. Her zaman bandının pozisyonu netleştirilmekte, net pozisyon ‘süre’ tahminiyle ağırlıklandırılmaktadır. Bu süreçte ‘süre’ faiz oranlarındaki değişmelere göre farklı vadelerle ele alınan sabit getirili enstrümanların fiyat duyarlılığını ölçmektedir. Ele alınan aktiflerin ve pasiflerin ‘süre’ pozisyonu uyumlaştırıldığında, bilançonun bu kısmına ait ‘süre-boşluk’ sıfır olur (ActiveFinans, Ekim-Kasım 2000, s. 16).

2.4. İSTATİSTİKSEL ANALİZ

Ekonometrik modelleme temeline dayanan bu teknikte, risk düzeyi araştırılmak istenen (bağımlı değişken) varlık ele alınır ve onu etkileyen faktörlerle (bağımsız değişken) ilişkisi ölçülür. Bu yaklaşımda bilginin, data setinin elde edilebilirliği çok önemlidir. Piyasada alım-satımı yapılan menkul kıymetlerin fiyat verileri mevcut olduğu için hisse senedi riski, faiz riski ve döviz riski dahil olmak üzere birçok risk türünü ölçmekte kullanılabilir.

2.5. TÜREV MODELLER

Piyasalar daha çeşitli, daha karmaşık yapıda yeni finansal ürünlerin kullanıma girmesiyle zamanla derinleşmiş ve geleneksel risk ölçüm araçları ile risklerin hesaplanması yeterli olmamaya başlamıştır. Özellikle ‘futures’¹, ‘forward’², ‘opsiyon’ gibi türev finansal araçların yüksek miktarda ve yaygın olarak işlem görmeye başlamasıyla bu enstrümanlara ait riskleri ölçmek için yeni modeller

¹ Sözleşme taraflarına bugünden, belirlenen ileri bir tarihte üzerinde anlaşılan fiyattan, standartlaştırılmış miktar ve kalitedeki bir malı veya menkul kıymeti satın alma veya satma yükümlülüğü getirir.

² Futures sözleşmelerin organize olmamış şeklidir. Taraflar genel standartlar yerine kendi esasları dahilinde anlaşılır.

geliştirilmesi gereği doğmuştur. Söz konusu bu modeller kısaca şu şekilde sınıflandırılabilir (ActiveFinans, Ekim-Kasım 1999, s. 5) :

i. Her Fiyat Faktörü İçin Özgün Olan ve Ayrı Hesaplanan Risk Ölçüleri

Delta-d; Faiz riskini ölçmede kullanılan ‘süre’ analizi tekniği ile benzerlik gösteren bu ölçü, opsiyonun yazıldığı varlığın fiyatındaki bir birim değişiminin opsiyon priminde (fiyatında) oluşturduğu değişimi göstermektedir.

Gama-g; Opsiyonun ilgili olduğu varlığın fiyatındaki değişimin opsiyonun deltasında meydana getirdiği değişimi ölçen bu gösterge, faiz oranı analizindeki dışbükeylik ile benzerlik taşır. Bir başka deyişle, delta opsiyon fiyatının varlık fiyatına göre birinci, gama da ikinci türevidir.

ii. İlave Piyasa Riskleri

Lamda-I; Opsiyonun dayandığı varlığın fiyat dalgalanırlığındaki birim değişimin opsiyon priminde ya da fiyatında oluşturduğu değişimdir. Sıfır ile sonsuz arasında değer alan ve vadeye doğru azalan bu gösterge bir fiyat değişikliği ölçüsüdür. Opsiyon fiyat volatilitesinde ki küçük değişimlere karşı hassas ise lamda yüksek olur.

Theta-t; Risk ölçümünde büyük önem taşıyan zaman faktörünü devreye sokan bu gösterge, opsiyon fiyatının vadeye göre değişiminin ölçüsüdür. Theta değeri sıfır ile opsiyonun toplam değeri arasında değişir. Opsiyonun vadesine doğru theta değer kazanır.

Rho-r; İskonto oranı veya temel faiz ile finansal ürün arasındaki ilişkiyi analitik biçimde ölçen bu gösterge, faiz oranlarındaki yüzdesel değişimin opsiyonun fiyatında oluşturduğu değişimin ölçüsüdür.

3. RİSKE MARUZ DEĞER (VaR)

Geleneksel risk ölçüm sistemlerinin farklı finansal ürünler, farklı piyasalar veya farklı risk faktörleri arasında etkileşim, bütünsellik kuramamış olması yeni risk ölçüm modellerinin geliştirilmesi ihtiyacını doğurmuştur. Bu modeller içinde modern risk yönetimi tarafından kullanımı en yaygın ve en ünlü olanı, 1994 yılında J.P.Morgan tarafından geliştirilen Riskmetrics ölçütünü kullanan VaR sistemidir. J.P.Morgan'ın başkanı Dennis Weatherstone o dönemde bir personelinin kendisine bir sayfalık bir raporda bankanın ticari portföyünün tamamının riskini ve 24 saat içinde maruz kalabileceği olası zararı bildirmesini talep eder. J.P.Morgan personeli değişik ticari pozisyonlar arasında ve kurumun tamamını dikkate alarak tüm riskleri tek bir rakamla hesaplayan VaR sistemini geliştirmiştir. Bu metot ile hesaplanan risk değeri raporu her gün seans kapandıktan sonra bildirildiği için ünlü '4:15 raporu' diye bilinir.

Emeklilik fonları, sigorta şirketleri, aracı kurumlar, ticari ve yatırım bankaları da dahil olmak üzere pek çok uluslararası finans kuruluşu ve birçok mali olmayan kurum arasında VaR tekniğinin popüler bir risk ölçüm aracı olmasının temeli, J.P. Morgan'ın Riskmetrics'i ve onun için gerekli olan veri setini 1994'te internet üzerinden ücretsiz kullanıma sunmasına dayanır. Uluslararası bankacılık denetleme kurumu olan Basle Komitesi tarafından kullanımının önerilmesi ile de VaR finansal rizikonun ölçümünde standart bir performans ölçüm aracı konumuna gelmiştir.

Riske Maruz Değer; normal piyasa hareketleri altında, bir kuruluşun portföy varlıklarının belli bir olasılıkla uğrayabileceği en yüksek kayıp miktarını tek bir rakamla bildiren istatistiksel bir kavramdır (Penza, Banzal, 2001, s.62). Bir başka deyişle VaR; belli bir dönem içinde meydana gelmesi beklenen maksimum zararı belli bir olasılıkla parasal değer olarak ifade eden bir yöntemdir (Jorion, 1997, s.19). Özellikle piyasa riskini hesaplamada çok etkin olan VaR modelinin tanımından da anlaşılacağı üzere diğer modellere göre en büyük üstünlüklerinden biri, kuruluşun maruz kalabileceği kayıp miktarını tek bir rakamla özetliyor olmasıdır. Bu

özet rakam, firmaların üst düzey yöneticileri, mali analistler ve yatırımcılar gibi finansal tablo kullanıcılarının portföyün değerinin, kuruluşun gelecekteki mali durumunun ne olabileceğini yorumlayıp değerlendirmelerini kolaylaştırır; işletmenin durumu hakkında bilgi sahibi olmalarını sağlar.

VaR hesabı sürecinde, risk raporu sonucuna etki eden faktörler şunlardır: varlığın veya portföyün mevcut sahip olduğu değer, varlığı veya portföyü elde tutma süresi yani zaman dilimi, varlığın veya portföyün zaman dilimi içinde gösterdiği volatilité ve istatistiki güven aralığıdır.

Bunlardan ‘portföyü veya varlığı elde tutma süresi’ ve ‘güven aralığı’ parametrelerinin seçimi genelde risk ölçümünü yapacak kuruluşun tercihine ve portföyün yapısına veya piyasada denetleyici kurumun getirdiği standartlara bağlıdır (Basle, April 1997, s.36). Basle Komitesi portföyü elde tutma süresi için 10 günü uygun bulurken, J.P. Morgan’ın geliştirdiği Riskmetrics modelinde olduğu gibi ticari bankalar bunun için 1 günü tercih eder. Her gün gibi sık aralıklarla rapor verilmesinin ve hesaplamaların sürekli güncellenmesinin nedeni, portföyü oluşturan varlıkların dolayısıyla portföyün yapısının hızlı bir değişim içinde olmasıdır. Bu hızlı sirkülasyonun sebebi ise portföyün genelde kısa vadeli (en çok bir yıl) likite çok yakın veya likit varlıklardan oluşmasıdır. Fakat günlük olarak hesaplanan VaR sadece kuruluşun içindeki yöneticiler tarafından takip ediliyor olması nedeniyle yatırımcıların firmaya olan taleplerini veya bakış açılarını değiştirmez (Berkowitz ve O’ Brien, 2001).

Belli bir döneme ait kümülatif VaR’a ulaşmak için günlük VaR (güven aralığının aynı kalması koşuluyla) hesaplanmak istenen zamanın (örneğin; 1 yıl) iş günü sayısının (252) karekökü olan sayı (15,8) ile çarpılır. Ancak o zaman firmanın VaR’ının gelirler üstünde meydana getirdiği değişiklik izlenebilir. Bu konuda yapılmış bir çalışma, sekiz büyük Amerikan bankasının 1995’ten beri yıllık ve üç aylık yayınlanan finansal raporlarından alınan VaR’ları ile ticari beklenmeyen gelirlerindeki değişkenlik arasında kuvvetli pozitif yönlü bir ilişki bulunduğu sonucuna varmıştır (Jorion, 2002). Kurumsal veya bireysel yatırımcının portföyü elde tutma süresi uzadıkça portföyün değerinde meydana gelen volatilité artar ve hesaplamalar sonunda elde edilecek olan VaR yükselir.

VaR üzerinde önemli rol oynayan bir diğer parametre ‘güven aralığı’ seviyesi de kurumdan kuruma farklılık gösterir. Yine Basle Komitesi ve J.P. Morgan üzerinden örnek verilecek olunursa; Basle Komitesi %99 güven seviyesini kullanırken, J.P. Morgan daha esnek davranarak güven seviyesi olarak %95’i kullanmayı yeterli görür. %99 güven düzeyi demek, portföyün bir yıl içinde 252 iş gününden hesapla $(252 \cdot 0,01 = 2,52)$ yaklaşık olarak en fazla üç gün Riske Maruz Değer miktarını aşabileceğini öngörürken, %95’i kullanan piyasadaki diğer öncü kurumlar bir yıl içinde yaklaşık en fazla on üç gün $(252 \cdot 0,05 = 12,6)$ hesaplanmış VaR’ın aşılabileceğine izin verirler ve daha düşük miktarda sermaye tutarlar. Uluslararası Ödemeler Bankası olan BIS adlı kuruluş, firmaların bir yıl içinde yaptıkları ihlal sayısına göre 10 günlük VaR miktarını bir faktörle çarpar ve tutulması gerekli sermaye büyüklüğünü belirler (bkz. EK A). Güven aralığı ve VaR miktarı arasında pozitif korelasyon mevcuttur dolayısıyla güven aralığı büyüdükçe VaR değeri de artar.

Farklı zaman dilimi ve farklı güven aralığına sahip VaR’ların birbirine dönüştürülmesi ise şu yolla yapılır: Dönüşecek olan VaR ($VaR_{JPMorgan}$) dönüştürülecek olan risk ölçütünün (VaR_{Basle}) iş günü sayısının (10) karekökü ve güven aralığı (%99 güven düzeyinde 2,33) değeri ile çarpılır, kendi güven aralığı (%95 güven düzeyinde 1,65) ve elde tutma süresi değerine bölünür.

$$VaR_{Basle} = VaR_{JPMorgan} \cdot 2,33 / 1,65 \cdot \sqrt{10} = 4,45 VaR_{JPMorgan} \quad (3.1)$$

Bu tür bir dönüştürme işlemi portföy pozisyonunun sabit olduğu ve portföy içinde opsiyon gibi bir türev araç bulunmadığı zaman yapılabilir. Böyle bir ayarlama günlük getirilerin birbirinden bağımsız ve benzer dağılımlı olduğunu varsayar. Yani portföy getirilerinin doğrusal olduğu, normal dağıldığı durumlarda ancak VaR’lar birbiri cinsinden ifade edilebilir. Normalite özelliği ile böylece iki VaR arasında karşılaştırma yapma imkanı sağlanmış olunur ve bu da rakamları daha bilgi verici yapar.

Modern bir risk ölçüm aracı olan VaR tekniği piyasa riskinin sadece tahmini bir değerini verir. Bu yüzden işletmeler için VaR’ın hesaplanması temel, tek, nihai gaye olmak yerine daha iyi bir risk yönetimi ve kontrolü için araç olmalıdır. Risk

yöneticileri veya üst yönetim, toplam risklerini azaltmak veya sermaye gereksinimlerini karşılayabilmek için değişik seçenekli portföy çeşitlendirmesi yolu ile portföyün yapısında revizyona gidebilirler (Greuning, Bratonovic, 2000, s. 204).

VaR metodolojisinden daha iyi yararlanabilmek için bu yaklaşımın birtakım kısıtlayıcı faktörleri olduğu da unutulmamalıdır. Bunlardan bir tanesi; tüm VaR sistemlerinde geriye doğru bakışın hakim olması diğer bir ifadeyle geçmiş dönem verilerini kullanarak gelecekte riskin ne olacağını tahmin etmeye çalışmasıdır. Fakat VaR modelinin geçmişe bakarak kestiremeyeceği olumlu veya olumsuz etkileri olan önemli gelişmelerin (örneğin; 11 Eylül 2001’de ABD’ye düzenlenen terörist saldırı haberinin ülkemize ulaşmasıyla dolar kuru yarım günde %3,07 artmıştır.) meydana gelme ihtimali her zaman vardır. VaR modeli ile ilgili bir diğer problem; her koşulda geçerliliği olmayan varsayımlar üzerine kurulmuş olmasıdır. Bu sistem ile ilgili son bir önemli kısıtlayıcı faktör ise. risk hesaplamalarının aşağıda özet halinde sıralanmış nedenlerden dolayı da güçleşebileceğidir (Acerbi, Nordio, Sirtori, 2001):

- Finansal enstrümanların karmaşıklığı
- Portföy büyüklüğü
- VaR hesabında yapılabilecek istatistiki hatalar

Bu yüzden VaR’ın doğru ve etkin bir şekilde hesaplanabilmesi, yorumlanabilmesi için bu tekniğin uzman kişi tarafından kullanılması gerekir.

Fakat karşılaşılabilecek tüm bu olası güçlüklerle ve kısıtlayıcı faktörlere rağmen piyasa riskini ölçmede VaR’ın üstüne daha başarılı bir metot bulunamamıştır.

VaR’a farklı yöntemler uygulanarak ulaşılabilir. Portföydeki enstrümanların özelliklerine uygun olarak alternatif yollardan biri seçilir. Piyasada VaR’ın hesaplamasında en çok kullanılan ve literatürde sıklıkla sözü geçen bu yöntemler şunlardır:

3.1. DELTA - NORMAL METOT

Delta- Normal metodun temel varsayımı riski hesaplanmak istenen varlığın veya portföyü oluşturan enstrümanların getirilerinin dağılımının normal ve portföyün, risk faktörlerinin doğrusal bir fonksiyonu olduğu tezine dayanır. ‘Risk faktörleri’,

portföyün değerini etkileyen değişkenlerdir ve örneğin bir devlet tahvili için bu değişken, tahvil piyasası faiz oranı iken bir döviz pozisyonu için ilgili kur olmaktadır (ActiveFinans, Mayıs-Haziran 2001, s.3). Bu metoda göre varlık veya portföy riskinin büyüklüğünü hesaplamak nispeten daha kolaydır çünkü VaR, varlığın veya portföyün standart sapmasının bir çarpanıdır. Eğer araştırılacak olan portföy riski ise, varlıkların varyans-kovaryans matrisinin tahminine ihtiyaç vardır. Varyans, varlığın getirisindeki volatilitiyi gösterirken; kovaryans, iki varlığın birlikte hareket etmelerinin ölçüsünü verir. Portföy n kadar varlıktan oluşuyorsa; n tane varyans ve n. (n-1)/ 2 tane varlıklar arası ilişki vardır.

Riske maruz kalma miktarını hesaplama yollarından biri olan Delta-Normal metodu riski ölçmek için Parametrik Yaklaşımı kullanır. Buradan, Parametrik Yaklaşımının da portföy karlılığının normal dağıldığını varsayması aşık bir şekilde ortaya çıkar. Parametrik olmayan bir yaklaşımın aksine bu metod, VaR hesabında bulunabilmek için ‘varyans ve kovaryans’ değişkenlerine gereksinim duyar. Bu yüzden Delta-Normal yöntemi literatürde Varyans-Kovaryans metodu olarak da bilinir.

Metodun VaR hesaplama işleyişi şu şekildedir:

$$VaR = \alpha \cdot \sigma \cdot \sqrt{\Delta t} \cdot V_0 \quad (3.2)$$

α : Standart normal dağılımda güven düzeyinin ortalamadan standart sapma cinsinden uzaklığı

σ : Varlığın getirilerinin standart sapması

Δt : Varlığı elde tutma süresi

V_0 : Varlığın başlangıçtaki piyasa değeri (mark to market)

Tek bir varlığın riske maruz kalma miktarı bu şekilde bulunurken, bir portföy için riziko düzeyinin belirlenmesi biraz farklı olacaktır. Bu farkı yaratan ‘ σ ’ ile gösterilen standart sapma parametresidir.

Portföy çeşitli menkul kıymetlerden oluştuğu için portföyün getirisi, bu menkul değerlerin her birinin getirisine ve portföy içindeki ağırlığına bağlıdır. Bir sonraki dönem boyunca portföyün getirisi aşağıdaki gibi ifade edilir:

$$R_{P,t+1} = \sum_{i=1}^N w_{i,t} \cdot R_{i,t+1} \quad (3.3)$$

$R_{P,t+1}$: Portföyün t+1. dönemdeki getiri oranı

$R_{i,t+1}$: i. Varlığın t+1. dönemdeki getiri oranı

N : Portföy içindeki finansal varlıkların miktarı

$w_{i,t}$: t. Dönemde i.varlığın portföy içindeki ağırlığı

Ağırlıklar, her bir finansal varlığın parasal değerinin portföyün toplam piyasa değerine oranlanmasıyla bulunur ve toplamı 1'e eşittir.

$$\sum_{i=1}^N w_i = 1 \quad (3.4)$$

Portföy getirisinin kolaylık sağlaması açısından matris gösterimi şu şekildedir (Jorion, 1997, s.150) :

$$R_p = [w_1 \cdot w_2 \dots w_N] \cdot \begin{bmatrix} R_1 \\ R_2 \\ \vdots \\ R_N \end{bmatrix} = w^T \cdot R \quad (3.5)$$

Buradan portföyün beklenen getirisi ve varyansı elde edilir:

$$E(R_p) = \mu_p = \sum_{i=1}^N w_i \mu_i \quad (3.6)$$

$$\sigma_p^2 = V(R_p) = V(w_1 R_1 + \dots + w_n R_n) = \sum_{i=1}^n w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{j=1}^n w_j^2 \sigma_j^2 + 2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_i w_j \sigma_{ij} \quad (3.7)$$

σ_{ij} ; i. ve j. varlıkların birlikte hareketlerinin istatistiksel ölçüsüdür yani kovaryansdır (Cov(i, j)). σ_{ij} şöyle de ifade edilebilir:

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \cdot \sigma_i \sigma_j \quad (3.8)$$

Yukarıda ki eşitlikte $\rho_{1,2}$ ile gösterilen, i. ve j. finansal varlıkların getirileri arasındaki korelasyon katsayısıdır.

Portföyün varyans hesabı ise matris gösterimiyle aşağıdaki gibi yapılır:

$$\sigma_p^2 = V(R_{p,t+1}) = [w_1 \ w_2 \ \dots \ w_N] \cdot \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{12} & \dots & \sigma_{1N} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \dots & \sigma_N^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} w_1 \\ \dots \\ w_N \end{bmatrix} \quad (3.9)$$

$$\sigma_p^2 = w_1^T \cdot \sum_{t+1} \cdot w_t \quad (3.10)$$

Bir portföyün standart sapması yani (3.2). denklemde yer alan ‘ σ ’ değeri, (3.10). denklem ile bulunan değerın kareköküdür. Riske Maruz Değerin düşük çıkması için portföyün riskini ifade eden ‘ σ ’ nın küçük olması gerekir³. Bu durum ancak, birbirleriyle olan ilişkinin zayıf olduğu varlıkların portföye alınması ya da portföy içindeki enstrümanların sayısının çoğaltılması halinde başarılıdır.

İsabetli bir VaR değerinin elde edilebilmesi için. varyans-kovaryans matrisinin ($\sum_{t+1}$) tahminini doğru yapmak gerekir. Bir sonra ki dönem varyans-kovaryans matrisini hesaplamak yani bugünden bilinmeyen gelecek dönem volatilitesi için tahmin yapmak ve bir öngöründe bulunmak için kullanılan iki alternatif yol vardır. Bunlardan biri geçmiş dataları kullanmak temeline dayanır. Eşit Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama, GARCH olarak bilinen Genelleştirilmiş Ardışık Bağlılımlı Koşullu Değişken Varyans ve GARCH’ın bir türü olan Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (Riskmetrics) modelleri gerçekleşmiş verilerden hareket eder. Alternatif diğer yol ise opsiyon içerikli risk ölçüm yöntemidir ve ‘gösterge volatilité’ olarak da adlandırılır. Buna göre, genellikle ‘Black&Scholes’ varlık fiyatlama modelini kullanarak piyasanın sadece beklentiler üzerine oluştuğu gelecek volatilité tahmininde bulunur. Opsiyonlar, gelecek dönem riskleri ve korelasyonları hakkındaki bilgiyi sağlıklı şekilde yansıtabildikleri için bu yöntem tarihi zaman serisi yöntemine göre daha üstün niteliktedir (bkz. Granger ve Poon, 2001). Fakat önemli

³ VaR’ı diğer etkileyen: güven düzeyi, elde tutma süresi ve varlığın başlangıç değerlerinin düşük olması dışında.

bir çekince noktası şudur ki her varlık veya portföy için elde edilebilmesi mümkün değildir (Jorion, 1997, s.186).

3.2. DELTA-GAMA METODU

Portföy getirileri ve risk faktörleri arasında doğrusal olmayan pozisyonların riskini hesaplamak için Delta-Normal metodolojisinin geliştirilmesiyle ortaya çıkan VaR hesaplama modelidir. İkinci dereceden bir yaklaşım kullanan bu metot böylelikle Delta-Normal yaklaşımın delta riski dışında hesaplama dahil etmeyip göz ardı ettiği diğer risk çeşitlerini de (gama, konveksite⁴, theta, lamda gibi) değerlendirmeye katar. Kuadratik yaklaşımla hareket eden Delta-Gama metodu çözümü biraz karmaşıktır ve VaR'ı hesaplayabilmek için ileri matematiksel tekniklere ihtiyaç duyar. Konuyu daha anlaşılır kılmak için analizin devamında özellikle fiyat riskine karşı bir hedge⁵ unsuru oluşturan opsiyonlar üzerine odaklanılacaktır.

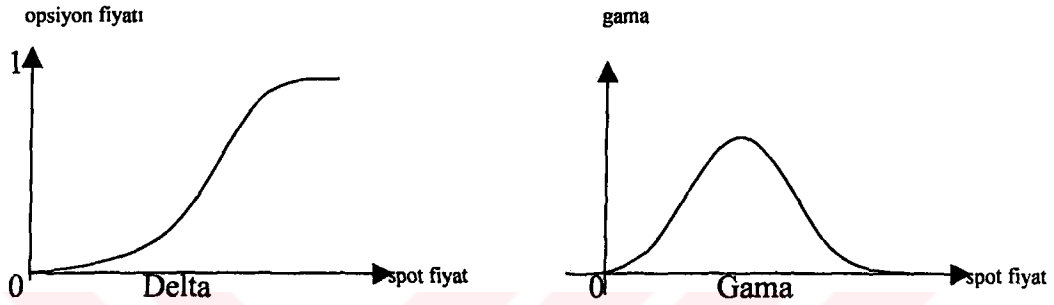
Opsiyon; kontratın tipine göre (call veya put opsiyon) kişiye bir mal ya da menkul değeri belirli bir süre içinde, belli bir fiyattan (uygulama fiyatı) satın alma veya satma hakkı verir. Opsiyona konu olan bir mal veya menkul kıymetin piyasa fiyatındaki değişime karşılık opsiyonun fiyatında meydana gelen değişikliği 'delta' gösterir. Delta, fiyat hassasiyetinin göstergesidir. Alış opsiyonun deltası spot fiyat çok düşükken 0 seviyesinden hareket etmeye başlar. Opsiyon başabaş noktasında iken delta 0.5 civarına denk gelir ve spot fiyat artmaya devam ettikçe (para içi pozisyona⁶ yaklaştıkça) zaman içinde delta 1'e kadar yükselir. Yani satın alma (call) opsiyonunun deltası, opsiyon karlı durumdayken yükselir, zarar etmeye başladığında düşüş eğilimine girer. Opsiyona konu olan malın veya menkulün fiyatındaki değişimin, fiyat hassasiyetinde (delta) meydana getirdiği değişimi ise 'gama' ifade eder. Opsiyon fiyatının, kontratın üzerinde yazılı olan varlığın piyasa fiyatına göre

⁴ Portföyün, verim eğrisinde meydana gelen paralel kaymalara ikinci dereceden hassasiyetini ölçer.

⁵ Nakit piyasada bulunulan bir pozisyondan oluşan risklerden diğer piyasalarda (futures,opsiyon) pozisyon alarak korunmadır.

⁶ Sözleşmeye konu olan varlığın spot fiyatının , uygulama fiyatından yüksek olduğu durumdur.

ikinci türevine denk gelen bu durum, türev aracın ‘eğriselliği’ olarak bilinir ve diğer yatırım enstrümanlarından veya çoğu türev araçlarından (forward, swaps⁷ gibi) farklıdır. Bunun nedeni, opsiyonların risk faktörlerinin doğrusal olmayan fonksiyonu olmasıdır. Opsiyonun gama’sı spot fiyat artmaya başlarken artar; spot fiyat uygulama fiyatına eşit olduğu noktada maksimum olur; bu noktadan sonra spot fiyat artmaya devam ederse gama tekrar sıfıra düşer. Gama riskinin mevcudiyeti delta’da bir değişikliğe işaretler. Bu da hedge oranında revizyona gidilmesi gereksinimi doğurur. Aşağıdaki şekil anlatılan durumları gösterir (Dowd, 1999, s.36):



ŞEKİL 3.1 Avrupa Tipi Satın Alma Opsiyonu

Opsiyonun üzerine yazıldığı varlığın spot fiyatı (s) dışında, opsiyonun değerini etkileyen diğer faktörler şunlardır: varlığın fiyat değişkenliği (σ), faiz oranı (r), varlık getirisi (y) ve vade (t). Bu değişkenlerin opsiyona etkisi aşağıdaki gibi gösterilebilir (Jorion, 1997, s.137) :

$$c = f(s, \sigma, r, y, t) \quad (3.11)$$

$$dc = \frac{\partial f}{\partial s} ds + \frac{1}{2} \frac{\partial^2 f}{\partial s^2} ds^2 + \frac{\partial f}{\partial \sigma} d\sigma + \frac{\partial f}{\partial r} dr + \frac{\partial f}{\partial y} dy + \frac{\partial f}{\partial t} dt \quad (3.12)$$

$$dc = \delta ds + \frac{1}{2} \gamma ds^2 + \Lambda d\sigma + \dots \quad (3.13)$$

Görüldüğü üzere opsiyonlar sadece delta riskine maruz kalmadıkları için, opsiyonların VaR’ı Delta-Gama yaklaşımın üç temel yönteminden uygun olanı seçilerek hesaplanır. Hesaplamaların daha kullanılabilir ve anlaşılabilir düzeye indirmek için ileriki bölümde sadece delta ve gama riskleri işleme tabi tutulacaktır

⁷ İki tarafın önceden belirlenen tarihlerde belli nakit akımlarını (döviz kuru ve faiz oranı gibi) değiştirme işlemidir.

ama istenilirse diğer risk çeşitlerinde denklemlere uygun şekilde yerleştirilmesiyle VaR hesabının genişletilebileceği bilinmelidir.

3.2.1 Delta-Gama Normal Yaklaşım

Bu yaklaşım Riske Maruz Değer hesabını Delta-Normal modeline uyarlar. Bunun için (3.13). denklemde yer alan ds^2 'nin bağımsız dağılan, ds 'den ayrı bir normal değişken, opsiyonun bu iki ayrı enstrümanın fiyatlarındaki değişimden toplam olarak etkilenen bir portföy ve opsiyon pozisyonunun bu iki risk faktörünün doğrusal fonksiyonu olduğu varsayımlarını yapar. (3.13). eşitlik bu durumda aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$dc = \delta ds + (1/2) \gamma du + \dots \quad (3.14)$$

Yukarıdaki varsayımlar ile VaR'ı bulmak için Delta-Normal modeli kullanmak artık uygun hale gelmiştir. (3.14). denklemin her iki tarafının varyansı alınır.

$$V(dc) = V(\delta ds + (1/2) \gamma du) \quad (3.15)$$

$$= V(\delta ds) + V((1/2) \gamma du) + 2 \text{cov}(\delta ds, (1/2) \gamma du) \quad (3.15a)$$

$$= \delta^2 V(ds) + (1/2 \gamma)^2 V(du) + 2 \delta \frac{1}{2} \gamma \text{cov}(ds, du) \quad (3.15b)$$

ds normal dağıldığı varsayımı ile tüm tek momentleri 0 olacağı için (3.15b). eşitliğinin son terimi yok olur. Aynı varsayımla $V(du) = V(ds^2) = 2 V(ds)^2$ olur.

$$V(dc) = \delta^2 V(ds) + (1/2) \gamma^2 V(ds)^2 \quad (3.16)$$

Yukarıdaki denklemin karekökü alınarak portföyün yani opsiyonun standart sapması bulunur:

$$\sigma_p = \sqrt{\delta^2 \sigma^2 + (1/2) \gamma^2 \sigma^4} \quad (3.17)$$

$$= \sigma \cdot \sqrt{\delta^2 + (1/2) \gamma^2 \sigma^2} \quad (3.17a)$$

$$VaR_{opsiyon} = \alpha \cdot \sigma_p \cdot S = \alpha \cdot S \cdot \sigma \cdot \sqrt{\delta^2 + (1/2) \gamma^2 \sigma^2} \quad (3.18)$$

Opsiyonun gama riskine sahip olmadığı ($\gamma=0$) durumda (3.18). denklem, normal VaR hesabı olan (3.2). denklemin $|\delta|$ ile çarpımına dönüşür. Fakat bu yaklaşımın önemli bir çekincesi şudur ki ds ve ds^2 aynı anda normal dağılımlı olamaz. Eğer ds normal ise ds^2 ki-kare dağılımlı olur ki bu da toplamda dc 'yi ki-kare dağılımlı yapar (Dowd, 1999, s.70).

3.2.2 Kuadratik Optimizasyon

Delta-Gama metodunun VaR'ı ölçmek için kullanılan bu alternatif yaklaşımı Tom Wilson tarafından geliştirmiştir. Wilson's Delta-Gama yaklaşımı olarakta bilinen bu yöntemin çıkış noktası VaR'ın tanımında geçen "...belli bir güven aralığında maksimum zarar etme ihtimalini vermesi..." ifadesidir. Bu alıntıyla bir optimizasyon problemi ile karşı karşıya bulunulduğu açıkça anlaşılabilir. VaR hesabı için Lagrange yolu ile çözümün yapılabilmesi için notasyonla aşağıdaki gibi ifade edilir (Wilson, 1996, s.207):

$$VaR = \max_{\{ds\}} [\delta^T ds + \frac{1}{2} ds^T \gamma ds] ; \quad \text{kısıtı } ds^T \Sigma^{-1} ds \leq \alpha^2 \quad (3.19)$$

$$L = [\delta^T ds + ds^T \gamma ds/2] + \lambda [ds^T \Sigma^{-1} ds - \alpha^2] \quad (3.20)$$

λ ; güven seviyesi artarsa (α da yükselir) VaR'ın ne kadar artacağıнын göstergesidir.

$$\partial L / \partial ds = 0 = [\delta^T + \gamma ds] + \lambda \Sigma^{-1} ds \quad (3.21)$$

$$\delta^T = - [\gamma ds + \lambda \Sigma^{-1} ds] = ds (-\gamma - \lambda \Sigma^{-1}) \quad (3.22)$$

$$\delta^T = ds A(\lambda) \quad (3.23)$$

Fakat ele alınacak piyasa faktörleri çoğaldıkça Σ 'nin boyutu büyüyeceği için bu hesaplamayı yapmak zorlaşır.

3.2.3 Delta ve Gama Tahmin Yolu

Delta ve gama parametreleri tahminlerini kullanarak olasılık dağılım fonksiyonundan VaR tahminine ulaşılabilir. Bu noktada opsiyon kontratına konu olan varlığın dağılım fonksiyonu bilinir. Delta ve gama parametreleri tahmini iki şekilde yapılır:

- a) Piyasa delta ve gama verileri elde edilir.
- b) Ekonometrik birtakım yöntemler kullanılarak doğrusal olmayan ilişki yapılarından bulunabilir.

Her iki alternatif yol ile yapılmış olan iki ayrı çalışmada (Jamshidian and Zhu, 1996, s.29-30 ve Fallon, 1996) görülmüştür ki bu seçeneklerle VaR hesaplamak gerçeğe çok yakın ve delta-normal metottan daha isabetli sonuçlar üretmiştir. Fakat opsiyon çok fazla para dışı pozisyonda⁸ iken ekonometrik analizlerle doğru delta ve gama tahminlerine ulaşmakta başarı sağlanamamıştır.

3.3. TARİHİ SİMÜLASYON YAKLAŞIMI

Bu yaklaşımın temel dayanağı, VaR'ı hesaplanmak istenen portföyün varlıklarının geçmiş dönemde gösterdikleri performanslarını kullanmaktır. Mevcut portföyün gelecek bir zamanda en çok ne kadar zarara uğrayabileceğini bu türden bir dayanağa göre hesaplamak, geçmişin benzer şekilde tekrarlanacağı ve gelecek için iyi bir temsilci olduğu varsayımlarından ileri gelir.

Tarihi Simülasyon yöntemini uygulamak için ilk olarak, cari portföyü oluşturan enstrümanlar tek tek tanımlanır. Belli bir dönem boyunca bu varlıkların geçmiş getiri bilgileri elde edilir. Varlıkların getirilerinin örneklem boyutu ne kadar geçmişe gidileceğinin yani gözlem dönemi uzunluğunun göstergesidir. Portföy içindeki varlıkların 10 günlük getirileri hesaplamada kullanılacaksa, 2,5 yıl geriye gitmek yeterli olur. Böylelikle hesaplamalar sonunda bulunan VaR mevcut portföyün 10 günlük beklenen kaybını yansıtır. Eğer varlık getirilerinin örneklem boyutu

⁸ Opsiyonun uygulama fiyatının, ilgili varlığın spot fiyatından yüksek olduğu durumdur.

gereğinden geniş ise (6 aylık toplam getirileri gibi), metot bu dönem zarfı boyunca meydana gelmiş önemli değişimleri yakalamada güçlük çeker.

VaR'ı hesaplanacak cari portföyün gözlem dönemi süresince elde tutulduğu varsayımı altında hipotetik getirilerin ne kadar olacağını bulmak için varlıkların mevcut portföy içindeki ağırlıkları kullanılır. Böylelikle enstrümanların cari portföyde kapladıkları yer oranları aynı kalmak şartıyla bir portföyün tarihi yeniden oluşturulur.

$$R_{p,\tau} = \sum_{i=1}^N w_{i,\tau} \cdot R_{i,\tau} ; \quad \tau = 1, \dots, t \quad (3.24)$$

Daha genel ifadeyle fiyatlardan hareket edilmeye başlanırsa; her τ senaryosuna ait farazi gelecek fiyatlar, tarihi fiyat değişiklikleri ile mevcut fiyatları toplayarak elde edilebilir (Jorion, 1997, s.195):

$$P_{i,\tau}^* = P_{i,0} + \Delta P_{i,\tau} \quad i=1, \dots, N \quad (3.25)$$

Buradan da hipotetik getiriler yaratılır:

$$R_{p,\tau} = (P_{p,\tau}^* - P_{p,0}) / P_{p,0} \quad (3.26)$$

Veya;

$$R_{p,\tau} = \ln P_{p,\tau}^* - \ln P_{p,0} = \ln (P_{p,\tau}^* / P_{p,0}) \quad (3.27)$$

Gözlem süreci ' τ ' dir; her τ değeri için başka bir varsayımsal portföy getirisi ($R_{p,\tau}$) bulunur. İçinde bulunulan dönem ' t ' dir ve bu da demek olur ki ($t-1$) tane senaryo oluşur. Herbir farazi portföy değerinden portföyün spot değeri çıkartılır. Bulunan değerler portföy kar veya zararının göstergesidir. Bu sonuçların maksimum kardan maksimum zarara sıralaması yapılır. Son olarak, seçilen güven seviyesine karşılık gelen VaR hesaplanır (Linsmeier, Pearson, 1996, s.7). Örneğin 500 tane günlük gözlem varsa, %99 güven düzeyi ile günlerin %1'inde (5 gün) gerçek zararın VaR'ı aşması beklenir ve portföy VaR'ı altıncı en yüksek zarar miktarı olur.

Geçmiş datalara dayanılarak hesaplanan bu metot, volatilite ya da korelasyon gibi parametrelerin tahminine gereksinim duymadığı için, yöntem aynı zamanda parametrik olmayan VaR metodolojilerinden biri olarak da bilinmektedir.

3.4. MONTE CARLO SİMÜLASYONU

Bu metot özetle, finansal bir varlığın veya portföyün değerini tahmin etmek için bilgisayar simülasyonu kullanmak yoluyla rasgele fiyatlar elde eder. Böylelikle seçilmiş hedef dönem için değişik ve mümkün varlık ya da portföy fiyatlarını ‘benzetim’ yoluyla yeniden yaratır. Tüm bu olası değerleri bir dağılımda gösterir. Riske Maruz Değeri ise söz konusu bu dağılımdan hesaplar, yorumlar. Yöntem detaylı bir şekilde aşağıdaki gibi işler:

İlk aşamada fiyat davranışı için istatistiksel veya matematiksel bir model seçimi yapılır. İkinci aşamada bu modelin parametreleri tarihsel datalardan veya piyasa verilerinden hareketle tahmin edilir. Üçüncü aşamada varlığın veya portföyün vadesine kalan dönem boyunca rasgele fiyat serileri yaratılır. Monte Carlo Simülasyonu rastgele sayılardan türetilmiş dağılımlar olduğu için bu noktada bir parantez açmak gerekir. Aslında stokastik gibi görülen bu sayıların arkasında determinist bir kural yatar ki o da hepsinin tek bir kaynaktan meydana geliyor olmasıdır. Eğer rassal sayı üretici sağlam kurulmamış ise yarattığı rakamlar birbirinden bağımsız olamaz. Ayrıca bu rassal sayı üretici aynı sıra düzeninde sayılar yarattığı için belli bir uzunluktan sonra sayılar tekrarlanmaya başlar. Bu yüzden dönüş boyutunun ancak milyon defayı kapsayacak şekilde uzun olması sayıların birbirini tekrar etmesine engel olur. Yöntemin işleyişine geri dönülürse dördüncü aşama olarak, üretilmiş olan rassal fiyat serilerinden portföy değerleri dağılımının elde edilmesi gelir. Bu işlemler çok kereler tekrarlanırsa simüle edilmiş portföy değerleri dağılımı gerçek olasılık dağılımı fonksiyonuna yakınsar. Benzetim yoluyla elde edilmiş bu dağılım çoğu zaman normal dağılım şekline uysa da bu gerekli koşul değildir. Gelecek dağılımı iyi şekilde temsil edeceğine inanılan herhangi bir dağılımda seçilebilir (Davis, Fouda, 1999, s.186). Beşinci aşamadan sonra metodoloji Tarihsel Simülasyon işleyişine benzer. Portföyün mevcut değeri ile farazi portföyün değerleri karşılaştırılarak karlar veya zararlar bulunur. Bu değerler

maksimum kardan maksimum zarara doğru sıralanır. Son aşamada, tercih edilen güven seviyesinde VaR tespit edilir.

Buraya kadar anlatılanlar, matematiksel olarak aşağıdaki gibi ifade edilebilir (Dowd, 1999, s.110) :

a) Tek bir hisse senedi için VaR'ın hesaplanması;

Aşağıdaki denklem seçilmiş modeli gösterir:

$$dP_t = \sigma dZ_t \quad (3.28)$$

σ : Bilinen veya en azından tahmin edilebilen volatilité parametresi

Z_t : Fiyata rasgele şoklarla etki eden standart normal dağılan değişken $Z_t \sim (0,1)$

dP_t : Fiyat değişimi

Bu tip denklemlere kısa bir zaman aralığı faktörünü eklemek yerinde olur:

$$P_t - P_{t-1} = \sigma Z_t \sqrt{\Delta t} \quad (3.29)$$

t : İçinde bulunulan dönem

T : Hedeflenen dönem

$\Delta t = T - t$ ise vadeye kalan süreç

Zaman değişimi (Δt) bir dönem olarak alınır:

$$P_t = P_{t-1} + \sigma Z_t \quad (3.30)$$

(3.30). eşitliği gelecek dönemler için uyarlanırsa:

$$P_{t+1} = P_t + \sigma Z_{t+1} \quad (3.31)$$

$$P_{t+2} = P_{t+1} + \sigma Z_{t+2} \quad (3.32)$$

$$= P_{t-1} + \sigma (Z_t + Z_{t+1} + Z_{t+2}) \quad (3.32a)$$

Hedeflenen dönem için varlığın fiyatı bu durumda aşağıdaki gibi olur:

$$P_T = P_{t-1} + \sigma \sum_{i=1}^T Z_i \quad (3.33)$$

b) Portföy farklı varlıklardan oluşuyorsa ve bu varlıkların fiyatları birbirinden bağımsızsa (3.30). denklem şu şekle dönüşür:

$$P_{1,t} = P_{1,t-1} + \sigma_1 Z_{1,t} \quad \text{ve} \quad P_{2,t} = P_{2,t-1} + \sigma_2 Z_{2,t} \quad (3.34)$$

Veya matris formuyla:

$$\begin{bmatrix} P_{1,t} \\ P_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{1,t-1} \\ P_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sigma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \quad (3.35)$$

Portföyün t. dönemdeki değeri de bu iki varlığın portföy içindeki ağırlıklarıyla çarpılır.

$$PV_t = [x_{1,t} \ x_{2,t}] \begin{bmatrix} P_{1,t} \\ P_{2,t} \end{bmatrix} = [x_{1,t} \ x_{2,t}] \begin{bmatrix} P_{1,t-1} \\ P_{2,t-1} \end{bmatrix} + [x_{1,t} \ x_{2,t}] \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 \\ 0 & \sigma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \quad (3.36)$$

Hedef dönemdeki (T) portföy değeri ise:

$$PV_T = \sum_{i=1}^T PV_i \quad (3.37)$$

c) Portföy farklı varlıklardan oluşuyorsa ve bu varlıkların fiyatları birbiriyle negatif veya pozitif tam ilişkiliyse (3.34). denklem aşağıdaki gibi gösterilir:

$$P_{1,t} = P_{1,t-1} + \sigma_1 Z_{1,t} \quad \text{ve} \quad P_{2,t} = P_{2,t-1} \pm \sigma_2 Z_{1,t} \quad (3.38)$$

Veya matris formuyla;

$$\begin{bmatrix} P_{1,t} \\ P_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{1,t-1} \\ P_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 \\ \pm\sigma_2 & 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \quad (3.39)$$

(3.39). eşitlik $[x_{1,t} \ x_{2,t}]$ vektörü ile çarpılır ve buradan bulunan PV_t değerlerine (3.37)'de ki denklem uygulanır.

d) Portföy yine farklı varlıklardan oluşuyorsa fakat bu varlıkların fiyatları arasında negatif veya pozitif tam ilişki yoksa (3.39). denklem aşağıdaki şekle dönüşür:

$$\begin{bmatrix} P_{1,t} \\ P_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} P_{1,t-1} \\ P_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} \\ a_{2,1} & a_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \quad (3.40)$$

$a_{1,1}$ ve $a_{2,2}$ her iki enstrümanın varyanslarını; $a_{1,2}$ ve $a_{2,1}$ parametreleri ise kovaryanslarını gösterir. Yöntemi bu şekilde varyans-kovaryans matrisine göre çözmek için Cholesky Ayırması kullanılır. (3.40). eşitlik şöyle de yazılabilir:

$$\begin{bmatrix} \Delta P_{1,t} \\ \Delta P_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} \\ a_{2,1} & a_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \quad (3.41)$$

(3.41). denklemin her iki tarafı matrislerin kendi transpozeleri ile çarpılır.

$$\Delta P_t \Delta P_t^T = A Z_t Z_t^T A^T \quad (3.42)$$

‘A’ ile gösterilen a_{ij} terimlerinden oluşan matristir.

(3.42). denkleminin sol tarafı varyans-kovaryans matrisine denk gelir ve ‘ Σ ’ ile ifade edilir. Z_t standart normal dağılım rasgele değişken olduğu için kendi transpozesi ile çarpılması onu birim matrise dönüştürür ve etkisi yok olur.

$$\Sigma^e = A A^T \quad (3.43)$$

$$\begin{bmatrix} 1 & \rho \\ \rho & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1} & 0 \\ a_{1,2} & a_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{1,1} & a_{1,2} \\ 0 & a_{2,2} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1}^2 & a_{1,1} a_{1,2} \\ a_{1,1} a_{1,2} & a_{1,2}^2 + a_{2,2}^2 \end{bmatrix} \quad (3.44)$$

$$a_{1,1}^2 = 1 \quad (3.45)$$

$$a_{1,1} a_{1,2} = \rho \quad (3.46)$$

$$a_{1,2}^2 + a_{2,2}^2 = 1 \quad (3.47)$$

Yukarıdaki üç bilinmeyenli üç denklem çözülürse $a_{1,1}$ değeri 1; $a_{1,2}$ değeri ρ ve $a_{2,2}$ değeri de $(1-\rho^2)^{1/2}$ bulunur.

$$A = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & (1-\rho^2)^{1/2} \end{bmatrix} \quad (3.48)$$

A matrisi bu şekilde elde edildikten sonra (3.40). denklemden t . dönemdeki fiyatlar; (3.36) ile portföy değerleri; (3.37) ile T . yani hedef dönemdeki toplam portföy değeri hesaplanır. Bu işlem prosedürü defalarca tekrarlanır ve belli bir güven seviyesinde VaR değerine ulaşılır.

3.5. STRES TESTLERİ

İstatistiksel risk ölçüm araçları piyasa davranışının normal ve dengeli olduğu durumlarda karşılaşılabilecek riskleri hesaplamada kullanılır. Finansal değişkenlerin geçmişte aldığı değerlerin ileriye iyi bir şekilde yansıtacağına ve geleceğin projeksiyonu olduğuna inanılır. Fakat piyasaların işleyişi her zaman istikrar içinde devam etmez ve öngörülemeyen, olağandışı olaylar vuku bulabilir. Bu durumda tarihsel verilerin temsil gücü zayıflar ve uğranabilecek zararın boyutu hakkında bilgiyi doğru veremez konuma düşer. Stres Testleri işte bu boşluğu doldurmak için kullanılır. İyi Stres Testleri güncel pozisyonlarla alakalı olmalı, muhtemel trend değişimlerini gözlemeli, piyasa likiditesini dikkate almalı ve ilgili bütün piyasa fiyat oranlarındaki değişiklikleri göz önünde bulundurmalı çünkü piyasa risk faktörleri tümüyle izole bir şekilde hareket etmez (Aksel, 2001, s.4). Yöntem, bir varlıkta veya portföyü oluşturan ürünlerde çok büyük, beklenmeyen bir hareket olması olasılığı sonucunda meydana gelen değişiklikleri test eder. Testi gerçekleştirmek için ‘senaryo analizi’ veya ‘stres modelleri’ yaklaşımlarından yararlanılır.

3.5.1 Senaryo Analizi

Piyasada ani dalgalanma ve büyük standart sapma ihtimalleri için mantıklı, gerçekleşmesi olası tüm senaryolar kurulur ve portföy getirisi her durum için yeniden değerlendirilir. Ani dalgalı hareketler ve ortalamadan aşırı sapma senaryoları

tamamen farazi olarak üretilebilir veya geçmişte gerçekleşmiş büyük piyasa krizlerin (Şubat 2001’de Türk Lirasının dolar karşısında tek bir gecede aşırı devalüe olması gibi) tekrarlanması ihtimali olarak da yaratılabilir. Her birinin portföy üzerinde meydana getireceği karlar ve zararlar araştırılır. İstatistiksel risk ölçümlerinde olduğu gibi birçok risk çeşidi için uygulanabilir bir yöntem olan senaryo analizi, istatistiksel analizlerden farklı olarak ‘veriye ulaşılabilirliğin önemi’ gibi kısıtlayıcı bir koşula sahip değildir. Bu teknik kurulmuş varsayımsal değişik senaryoların gerçekleşme olasılıklarını veremez. Hangi senaryonun daha kritik veya gerçekleşme ihtimalinin daha yüksek olduğunu belirlemek, senaryo sonuçlarını yorumlamakta olduğu gibi risk yöneticisinin yargısına, yeteneğine ve sezgisine kalmıştır. Bu kadar çok subjektivite bu yöntemin temel olumsuz yönüdür.

3.5.2 Stres Modelleri

Stres modelleri karşılaşılabilecek durumlarla ilgili olarak olasılıkları çıkarmak ve portföy değerini en olumsuz etkileyebilecek olasılık dağılımını tespit etmeyi amaçlamaktadır (Sevil, 2001, s.61). Portföyün en zayıf noktasını bularak bu noktanın baskı ve gerilimin oluşması halinde alacağı şekli hesaplama temeline dayanır. Hesaplanması senaryo analizine oranla daha hassastır fakat olasılıklardan bahsettiği için hangi olayın daha çok ciddiye alınacağı bu modellerde bellidir.

3.6. YÖNTEMLERİN KARŞILAŞTIRILMASI

Riske Maruz Değerin hesaplanmasında kullanılan önceki bölümlerde anlatılmış olan tekniklerin her birinin kendi içinde avantaj ve dezavantajları vardır. Metotlardan hangisinin portföye uygun olduğuna ve hangi metodolojinin kullanılacağına karar vermek için bu avantaj ve dezavantajları gözönüne almak gerekir.

Delta-Normal Yaklaşımı, portföyün değerini sadece bir kereliğine hesapladığı ve karmaşık olmayan bir matris çarpımı temelli olduğu için diğer yöntemlere göre VaR’ın hesaplanması nispeten daha kolay olur. Portföy değişik risk faktörlü, çok sayıda varlığa sahip olsa da bu yaklaşım ile hızlı bir şekilde sonuca ulaşılabilir çünkü gerekli olan yalnızca bu varlıkların gerçekleşmiş piyasa verileridir. Çoğu zaman piyasa riskinin hesaplanmasında yeterli bir ölçüm ise de Delta-Normal metodunun da

birtakım çekinceleri vardır. Bunlardan biri normal dağılım varsayımına dayanmasıdır. Oysa ki varlık ya da portföyü oluşturan enstrümanların getirilerinin dağılımında yüksek volatilité görülebileceği için bu tür bir varsayım dayanan model VaR'ı düşük tahmin eder. Bir diğeri ise, yöntemin opsiyon, ipotek senetleri ve hazine bonoları gibi doğrusal olmayan, faize dayalı yatırım ve hedging araçlarının olduğu portföylerin riskini ölçmede başarısız olmasıdır. Bir başka ifadeyle, yaklaşımın delta riski dışında diğeri riskleri (gama, konveksite) hesaplamada yetersiz kalmasıdır.

Bu noktada Delta-Gama metodunun bu tarz dezavantajlara sahip olmama gibi bir üstünlüğü vardır. Bu metodoloji delta riski yanında gama ve lamda riskleri gibi ikinci ve üçüncü dereceden hassasiyetleri dikkate alarak hesap yapar. Fakat yöntemle yöneltilen bazı eleştirilerde bulunmuyor değildir. Delta-Gama farklı risk kaynaklı portföylerde ihtiyaç duyulan veri setinin büyüklüğünden dolayı hızlı ve kolay bir şekilde VaR'a ulaşamaz. Bir örnek vermek gerekirse gözlem sayısı 200 iken; 200 tane delta, 19.900 adet kovaryans ve bir o kadar daha gama matrisi tahmin datasına gereksinim duyar. Portföy konjonktürün bu tip olduğu durumlarda Monte Carlo Simülasyonunun uygulanması daha etkin olur.

Tarihi Simülasyon metoduna gelince; bu metod getirilerin normal dağılımı gibi bir varsayımda bulunmamakta ve doğrusal olmayan pozisyonları değerlendirebilmektedir. Varyans, korelasyon ya da başka değişkenlerin hesaplanmasına gerek duymadığı için yöntemin modelleme hatası yapma riski (model riski)⁹ azdır. Öte yandan geçmiş verilere dayanılarak hesaplanan bu VaR metodu esneklikten yoksundur. Yöntem tek bir örneklem kullandığı için Riske Maruz Değerin duyarlılığının ölçmek için volatilitelerin ve korelasyonların değişik değerlerinin test edilmesi mümkün değildir. Ayrıca bu örneklem yeteri kadar büyük değilse tahmin hatası ortaya çıkabilir. Bu tek örneklemin geleceği iyi temsil edeceğine inanılır ama çoğu zaman bu olanaklı değildir çünkü piyasalarda farklı gelişmelerin meydana gelme ihtimali her zaman vardır. Yöntem geçici olarak yükselen volatiliye durumları dikkate almaz. Son olumsuz yönü ise, karmaşık portföyler için pratik sonuçlar vermemesidir. Metoda hız kazandırmak için bazı

⁹ Modelin kuruluşundaki halinin birtakım değişiklikler sonucunda dahi aynı kalması nedeniyle yanlış sonuç vermesidir.

basitleştirmelere gidilebilir. Buna örnek olarak faiz oranlarının belli bir bant aralığında gruplanması verilebilir fakat bu tarz basitleştirmeler yöntemin olumlu yanlarının kaybolmasına neden olabilir (Jorion, 1997, s.196).

Monte Carlo Simülasyonu doğru kullanıldığında piyasa riskini kapsamlı ve sağlıklı bir şekilde ölçen çok kuvvetli bir metodolojidir. Yöntem doğrusal olmayan risklere sahip karmaşık portföyler için bile VaR tahminini gerçeğine yakın hesaplar. Kalın kuyruk (fat tail)¹⁰ veya çarpıklık gibi normal dağılıma uymayan dağılımlı enstrüman getirileri üzerinde kontrol sağlar. Birçok türev araç için VaR'ın bu şekilde hesaplanması uygundur. Metodun zayıf yönleri ise; hesaplama sürecinin uzun olmasından dolayı hızlı sonuç elde edilememesi, birtakım uygulama güçlükleri ve gerektirdiği alt yapı nedeniyle yüksek maliyetli olmasıdır.

Stres Testleri ile varlık getirilerinin gerçek dağılımının gösterdiği bir özellik olan kalın kuyruk kısmına odaklanılır. Stres Testlerinin en önemli avantajı tarihsel datalarda olmayan durumlarda veya VaR tanımında yer alan "...normal piyasa koşulları altında..." ifadesinin tersine beklenmeyen olaylarında meydana gelebileceğini ve portföyün gelecek değerini etkileyebileceğini hesaba katarak hareket etmesidir. Fakat metod aşırı düşük olasılık kuyruk değerlerine odaklandığı için çok yaygın kullanılan bir olasılık değeri olan %5 seviyesinde bile yöntem yetersiz kalır (Danielsson ve de Vries, 2000). Çünkü %5 bile yöntemin sağlıklı işlemesi açısından yeteri kadar uç bir değer değildir (Engle, Manganelli, 2002). Bu yüzden yöntem tek başına portföy riskini ölçmede yeterli değildir, diğer metotlara alternatif olarak düşünülmemelidir ve sadece yardımcı olarak kullanılmalıdır. Bir de karmaşık yapıli portföylere adaptasyon sağlayamadığı için tek kaynakli risk faktörleri için uygun olduğu unutulmamalıdır.

Bu çalışmada yer alacak örnek portföy, hisse senedi ve döviz varlıklarından oluştuğu için yapılan bütün bu karşılaştırmalar ve değerlendirmeler sonucunda VaR hesaplamasında Delta-Normal Yöntemin kullanılmasının doğru olacağı sonucuna varılmıştır.

¹⁰ Dağılım uçlarındaki piyasa hareketlerinin normal dağılımın öngördüğünden daha sık gerçekleştiğini belirtir.

4. PARAMETRİK VaR TAHMİNİ

Riske Maruz Değer hesaplama yöntemleri arasında uygulanması en kolay olan bu metot, varlık getirilerinin normal dağıldığı ve varlık getirilerinin de risk faktörlerinin doğrusal birleşimi olduğu varsayımını yapar. Böylelikle VaR'ı hesaplanmak istenen dönem içinde de portföy getirilerinin normal dağıldığını farzeder.

Parametrik dağılımlar, parametrik olmayan dağılımlar gibi Riske Maruz Değeri bulmak için başlangıçta aşağıda sıralanan dört aşamayı izler.

- a) Öncelikle gelecek bir hedef zaman sonunda portföyün alacağı değer hesaplanır.

$$W_n = W_0 (1 + R)^n \quad (4.1)$$

W_0 : Portföyün başlangıç değeri

R : Portföyün getirisi

W_n : n. Dönemde portföyün değeri

Portföyün beklenen getirisi ve getirinin standart sapması sırasıyla μ ve σ parametreleri ile gösterilir.

- b) Seçilmiş bir güven düzeyinde portföyün alacağı en düşük değer hesaplanır.

$$W^* = W_0 (1 + R^*) \quad (4.2)$$

- c) VaR bu iki aşamadan hareketle, portföyün beklenen değeri ile minimum değeri arasındaki farka denk gelir.

$$\text{VaR (görelî)} = E(W) - W^* = E[W_0 (1 + R)] - W^* \quad (4.3)$$

$$= E[W_0 + W_0 R] - W_0 (1 + R^*) \quad (4.3a)$$

$$= W_0 + W_0 E(R) - W_0 - W_0 R^* \quad (4.3b)$$

$$\text{VaR (görel)} = - W_0 (R^* - \mu) \quad (4.4)$$

$$\text{VaR (mutlak)} = - W_0 R^* \quad (4.5)$$

VaR (görel), hedef zaman sonunda elde etmeyi beklenen gelire göre katlanılabilecek maksimum zarar miktarını verirken, VaR (mutlak) beklenen gelirin 0 olacağı hesabıyla bir kayıp değeri bulur. Yani, parasal olarak hesaplanan VaR değerlerinden görel olan mutlak olana göre daha büyüktür çünkü daha çok kazanç varken, daha çok kayıp göze alınabilir.

Bu noktadan sonra parametrik dağılım ile parametrik olmayan dağılımların yolları ayrılır. Parametrik dağılımlar, parametrik olmayan dağılımlar gibi portföy dağılımının sadece sol kuyruk değerini belli bir güven düzeyinde okumak yerine portföyün volatilitesine yani standart sapma miktarına ihtiyaç duyar.

İlk olarak genel dağılımın $f(w)$ standart normal dağılıma $\Phi(\varepsilon)$ dönüşümü yapılır.

$$\varepsilon \sim (0,1)$$

$$-\alpha = [-|R^*| - \mu] / \sigma \quad (4.6)$$

$$R^* = \mu - \sigma \alpha \quad (4.7)$$

(4.6). denklem aşağıdaki gibi integral gösterimi ile de ifade edilebilir:

$$1-c = \int_{-\infty}^{w^*} f(w) dw = \int_{-\infty}^{-|R^*|} f(r) dr = \int_{-\infty}^{-\alpha} \Phi(\varepsilon) d\varepsilon \quad (4.8)$$

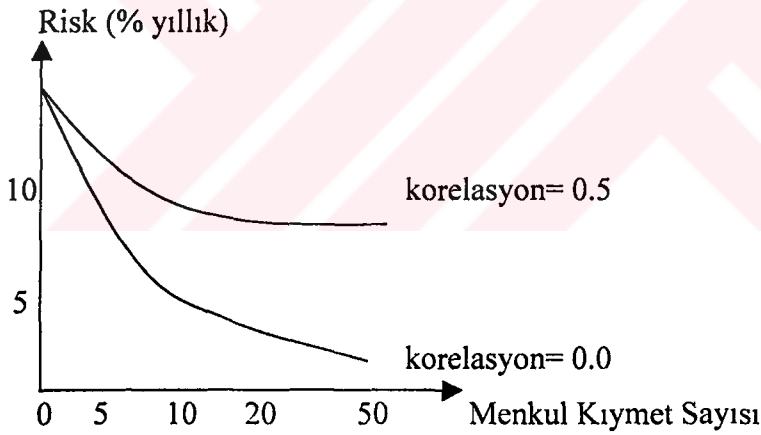
(4.7). denklemi (4.4). veya (4.5). eşitliklerden birinin yerine koyarak Delta-Normal metodolojisinin VaR formülasyonuna zaman aralığı da (Δt) dikkate alınarak ulaşılır.

$$\text{VaR (görel)} = - W_0 (R^* - \mu) = W_0 \sigma \alpha \sqrt{\Delta t} \quad (4.9)$$

$$\text{VaR (mutlak)} = - W_0 R^* = W_0 (\sigma \alpha \sqrt{\Delta t} - \mu \Delta t) \quad (4.10)$$

Yukarıda her iki Riske Maruz Değer hesaplama denklemlerinden de görüldüğü üzere portföyün standart sapma (σ) parametresinin doğru tahmin edilmesi büyük önem taşır çünkü bilinmeyen tek değer budur. Portföyün standart sapmasının hesaplanması için (3.9). eşitlikten de bilindiği üzere portföyü oluşturan varlıkların varyans-kovaryans matrisine gereksinim vardır.

Varyans-kovaryans matrisi hesabını opsiyon fiyatlarından yapmak daha etkin olsa da bu her varlık için geçerli olamadığı için genellikle varlıkların geçmiş dönem performanslarına yani gerçekleşmiş hareket trendlerine göre gelecek volatilité ve korelasyon hesaplanır. Bu strateji farklı portföy pozisyonlarından ve faktörlerinden kaynaklanan rizikoların korelasyonlarını dikkate alarak bir araya getirdiği için birbirini absorbe eden veya azaltan riskler varsa toplam riskin daha küçük çıkmasını sağlar. Aşağıdaki şekil yardımıyla bu durum daha iyi gözlenebilir (Jorion, 1997, s. 152):



ŞEKİL 4.1 Risk ve Portföy Çeşitlendirme İlişkisi

Yani portföyün toplam riskinin düşük çıkması için, portföyü oluşturan yatırım enstrümanlarının korelasyon katsayıları zıt yönde olmalı ve portföy içinde çok sayıda finansal varlık bulunmalıdır.

Bir örnekle ise şöyle açıklanabilir (Penza, Bansal, 2001, s.77) :

Bir Amerikan bankasının 10 yıl vadeli 10 milyon euro değerinde tahvile sahip olduğu varsayalım. Bu varlık için %95 güven düzeyinde 1 yıl sonunda VaR hesaplanmak istenmektedir. Bankanın pozisyonu hem kur riskine hem de faiz riskine

maruz kalabileceği için her iki risk faktörü için ayrı ayrı VaR bulunup toplamı alınacaktır.

İlk önce sadece döviz riskine odaklanılırsa; 1 yıl için döviz oranı standart sapmasının %0,7, rayiç dolar/euro paritesinin 1,1 olduğu ve döviz oranlarının portföy pozisyonunu tamamen etkilediği ($\delta = 1$) varsayımı altında VaR şöyle hesaplanır:

$$VaR_1 = 1,65 \cdot 0,007 \cdot 1 \cdot 10 \text{ milyon euro} \cdot 1,1 = 127.050 \$ \quad (4.11)$$

Ardından faiz riskine odaklanılırsa; tahvilin 7,3 yıl ($\delta=7,3$) yenilenme süresi ve 1 yıl için getirilerin dalgalanma oranının %0,8 olduğu varsayımı altında VaR şöyle hesaplanır:

$$VaR_2 = 1,65 \cdot 0,008 \cdot 7,3 \cdot 10 \text{ milyon euro} \cdot 1,1 = 1.059.960 \$ \quad (4.12)$$

Döviz riski ve faiz riski arasında doğrusal ilişki yoksa bankanın toplam Riske Maruz Değeri iki VaR'ın toplanmasıyla 1.187.010 \$ bulunur.

Fakat eğer iki risk faktörü arasında 0,4 oranında bir korelasyon olduğu farzedilirse bu sefer VaR aşağıdaki gibi bulunur:

$$VaR = \sqrt{VaR_1^2 + VaR_2^2 + (2 \cdot 0,4 \cdot VaR_1 \cdot VaR_2)} \quad (4.13)$$

$$= 1.116.866 \$ \quad (4.13a)$$

Her iki varsayımla hesaplanan VaR'ların farkı alındığında (1.187.010-1.116.866) görülür ki korelasyon olması durumunda VaR 70.144 \$ kadar düşük çıkar. Yapılan çeşitlendirme sonucunda böylelikle sermaye tutma zorunluluğu azalmıştır.

Parametrik yaklaşımda portföyü oluşturan enstrümanlar arası ilişkiyi ifade eden korelasyonlar ve varlıkların volatilitelerini gösteren varyanslar çoğunlukla geçmiş döneme göre hesaplandığı için bu konuyu detaylandırmakta fayda vardır.

Zaman içinde değişen risklerin ve korelasyonların gelecek dönem değerlerini tahmin etmek için geçmiş baz alan üç farklı teknik analiz yöntemi vardır.

4.1. EŞİT AĞIRLIKLANDIRILMIŞ HAREKETLİ ORTALAMA

Varlık getirisindeki veya portföy getirisindeki volatilitiyi ve varyans-kovaryans matrisindeki korelasyonları bulmak için sabit uzunlukta mobilize bir ‘data penceresi’ kullanılır. Yeni bilginin eklendiği her seferde ‘pencere’ geçmişe uzunluğu sabit tutmak amacıyla önceki hesaplama dahil olmuş en eski bilgiyi çıkarır. Genellikle pencerenin perspektifi bir ayı temsilen geriye dönük 20 iş günü veya çeyrek yılı temsilen 60 iş günüdür.

Bu yöntem ile varyansı tahmin etmek için getirilerin karesinin (r_t^2) ortalaması veya gerçekleşmiş bu getirilerin beklenen getiriden sapmasının karesinin $(r_t - \mu_t)^2$ ortalaması argümanlarından biri kullanılır. Fakat çoğunlukla finansal serilerde; gerçekleşmiş getirilerin, ‘pencere’ çerçevesi içinde kalan tüm getirilerin ortalamasından farkı volatilité tahminlerinde önemli bir fark yaratmadığı için sadece getirilerin karesinin kullanılması daha uygun olur (Alexander, 1996, s.233-260).

Yukarıdaki bilgiler ışığında bu yöntemin formülasyonu aşağıdaki gibidir:

$$\sigma_t^2 = (1/M) \sum_{i=1}^M r_{t-i}^2 \quad (4.14)$$

Her gün bilgilerin güncellenmesiyle (M+1) gün evvelki data hesaplama dışına atılır.

(4.14). denklem kısa dönem volatilité tahminini yansıtır. Varlıkların uzun dönem volatiliteleri ise yukarıdaki eşitlikte olduğu gibi getirilerin karelerinin koşullu ortalaması şeklinde tahmin edilemez. Bunun nedeni de finansal volatilitenin, görece olarak düşük volatil dönemlerin daha karmaşık dönemlerce takip edilme eğilimini kısa dönem volatilité tahmin hesaplarının yansıttığı gibi yansıtmıyor olmasıdır. Yani ‘pencere’ ne kadar büyükse volatilité tahmin grafiği de o kadar durağan görünüm sergiler. Daha kısaca izah edilmek istenirse; uzun dönemler (M’lerin büyük olması durumu) herhangi bir güne verilen ağırlığı çok düşürür ve volatilitédeki değişikliği yeteri kadar yansıtamaz.

Eşit Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama yaklaşımının iki çekincesi daha vardır (Penza, Bansal, 2001, s.133). Birincisi; bir dönemde piyasa fiyatları negatif veya pozitif yönde aşırı bir hareket tarzı gösterirse hemen ertesi gün getiri büyük bir sıçrama yapar ve piyasa fiyatlarındaki bu konjonktürün volatiliteleri yüksek tahmin etmesine neden olması ancak söz konusu o dönemin ‘pencere’ dışına çıkması ile yok olur. İkincisi; bu tekniğin M dönem boyunca gözlemlenen tüm bilgilere eşit ağırlık vermesidir. Oysa ki son bilginin ondan önceki bilgilere göre ertesi günün volatilitesi veya korelasyon hesabını yapmada daha çok öneme sahip olması ve bu yüzden etkileme ağırlığının daha yüksek olması gerekir.

4.2. RISKMETRICS YAKLAŞIMI

Üstel Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (EWMA) olarak da bilinen bu yaklaşım, Eşit Ağırlıklı Hareketli Ortalama modelinin yukarıda açıklanmış dezavantajları dolayısıyla geliştirilmiş bir tekniktir. Bu yaklaşımda son gözlemlerin önemini vurgulamak amacıyla ağırlıklandırma stratejisi farklılaştırılmıştır.

$$\sigma_t^2 = [(1-\lambda) \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i r_{t-i}^2] / \sum_{i=1}^{\infty} \lambda^i \quad (4.15)$$

$$0 < \lambda < 1 \text{ ve } i \rightarrow \infty \text{ iken } \lambda + \lambda^2 + \lambda^3 + \dots \approx 1/1-\lambda \text{ 'ya yakınsar.} \quad (4.16)$$

$$\sigma_t^2 = (1-\lambda) r_{t-1}^2 + \lambda \sigma_{t-1}^2 \quad (4.17)$$

Bu modele göre, t. dönemdeki dalgalanma tahmini bir dönem önceki varyans tahmininin λ parametresi ile ve yine bir dönem önceki getirinin karesinin $(1-\lambda)$ katsayısı ile ağırlıklandırılmış toplamına eşittir.

(4.17). denklemdeki λ katsayısı azaltıcı bir faktör olduğu için 0 ile 1 arasındadır. λ ; 1'e ne kadar yakınsa (4.16). toplam o kadar hızlı ve kısa zamanda 1'e ulaşır, geçmiş dönem şoku o kadar geç atlatılır ve tarihi verilerin t. dönem varyansına etkisi o kadar yüksek olur. λ ; 1'e eşit olduğunda ise hiçbir uyarlamaya gerek kalmaz ve aylık volatilitesi ortalaması günlük volatilitenin kendisi olur.

$$\sigma_t^2 = h_t = (1-\lambda) r_{t-1}^2 + \lambda h_{t-1} \quad (4.18)$$

Fakat Riskmetrics tekniğinin de bazı sınırlamaları vardır. Öncelikle, bu yaklaşımda sadece tek bir dönem sonraki tahmini yapmakta başarılıdır. İki dönem sonra volatilité tahmini için mutlaka taze bilgiye ihtiyaç vardır. Ayrıca optimal ‘ λ ’ parametresinin seçimi teorik olarak olasılık fonksiyonunu maksimize ederek yapılır. Fakat bu noktada λ parametresi tahmini biraz sıkıntı yaratabilir; şöyle ki; herhangi bir dönemde her finansal varlık veya bir enstrüman zaman serisi boyunca farklı λ değerleri verebileceği için uygulaması bilgisayar programı kullanılmadıkça çok zaman alır. Bu olası dezavantajlara rağmen modelin en önemli üstünlüğü tek bir parametre tahmini içermesidir. Böylece işlemler pratikleşir. Ayrıca volatilitenin gerçek davranışını yakalamada oldukça başarılıdır.

Riskmetrics modellemesi kovaryansların tahmininde bulunmak içinde uygulanabilir:

$$h_{12,t} = \lambda h_{12,t-1} + (1-\lambda) r_{1,t-1} r_{2,t-1} \quad (4.19)$$

Riskmetrics modelinin varyans tahmini olan (4.18). denklemde olduğu gibi. (4.19). eşitlikte de ortak varyans tahmini için sadece tek bir parametre hesabı yapmayı gerektirir.

(4.19). denklem kullanılarak iki seri arasındaki koşullu korelasyon kolayca hesaplanabilir:

$$\rho_{12,t} = h_{12,t} / (\sqrt{h_{1,t}} \sqrt{h_{2,t}}) \quad (4.20)$$

Korelasyon tahmininde, varyans tahmininde olduğu gibi farklı λ parametreleri sorunu ortaya çıkabilir. Bu durum da kovaryans terimleri arasında uyumsuzluk yaratabilir ve korelasyonların 1’den büyük çıkmasına neden olabilir. İşte bu problemle karşılaşmamak için J.P. Morgan tüm seriler için ortak bir λ parametresi belirlemiştir. Günlük korelasyon için 0.94’ü, aylık korelasyon için ise 0.97 oranını hesaplamalarda kullanır.

Dalgalanma bandının dar olduğu dönemlerde korelasyonlar düşer ve bu da portföy rizikosunun azalmasını sağlar. Korelasyonun yükselmeye başladığı global kriz dönemlerinde ise portföy çeşitlendirmesi zarar görür. Bu gibi zamanlarda VaR'ı geçmiş dönem verilerine göre hesaplamak gerçek riskten daha düşük bir tahminde bulunulmasına neden olur (Jorion, 1997, s.178).

4.3. GARCH TAHMİNİ

Birçok makroekonomik ve finansal zaman serilerinde tahmin yaparken, değişkenlerin kestirim yeteneklerinin bir dönemden ötekine değiştiği bugüne kadar yapılmış olan birçok çalışmada¹¹ görülmüştür. Bu tür serilerin ortalama ve varyansı artık örneklemin ortalamasına veya varyansına eşit olamaz.

Tahmin hatalarının dönemden döneme rasgele yönlerde değişmesi bu tahmin hatalarının varyansının zaman içinde sabit kalmadığının ve bir tür ardışık bağımlı olduğunun göstergesidir. Yani hata terimleri varyansı, bağımsız bir değişkenin fonksiyonu olmak yerine geçmiş hataların boyutuna göre zaman içinde değişir.

Bu tür bir değişimi Robert Engle 1982 yılında ‘Ardışık Bağımlı Koşullu Değişken Varyans’ (ARCH) modelini geliştirerek yakalamıştır ve oluşturduğu bu model ile 2003 yılı Nobel İktisat ödülüne layık görülmüştür.

ARCH modeli; regresyon denkleminin hata terimlerinin t. dönemdeki varyansının (h_t), (t-i). dönemdeki hata terimi karesine (u_{t-i}^2) bağlı olduğunu varsayar. Bir ARCH (p) modeli aşağıdaki gibi gösterilir:

$$\text{Var}(u_t) = h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + v_t \quad (4.21)$$

Varyansın pozitif olması için $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_1, \alpha_2, \dots, \alpha_p \geq 0$ koşulları sağlanmalıdır.

Bollerslev (1986), ARCH modeline bir ardışık bağımlı terim daha ekleyerek genelleştirmiştir. ‘Genelleştirilmiş Ardışık Bağımlı Koşullu Varyans’ olarak bilinen GARCH (p,q) yöntemi (4.22). denklemdeki gibidir:

¹¹ Sözelimi bkz. F.Salman “Risk-Return-Volume Relationship in an Emerging Stock Market”, 1999.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1} + \dots + \beta_q h_{t-q} + v_t \quad (4.22)$$

Varyansda meydana gelen değişme içsel ise, yani varyansın geçmiş dönem değerleri cari varyans değerinin belirlenmesinde rol alıyorsa, GARCH modeli ARCH modeline bazı durumlarda tercih edilebilecektir. Aynı zamanda ARCH (p) modelindeki gecikme yapısının çok uzun olduğu durumlarda, GARCH modelinin kullanımı ile gecikme yapısı kısalabileceği için bu modeller daha kullanışlı olabilmektedir (Cromwell, Labys ve Terraza, 1994).

p ve q'nun 1'den büyük olduğu bir GARCH modeli; data seti çok uzunsa, yani birkaç on yıllık günlük verilerden veya bir yıllık ama saat başı verilerden oluşması durumlarında kurulur. Fakat sonsuz hafızası olduğu için birçok durum için GARCH (1,1) modeli ile varyans hesabı yapmak yeterli olmaktadır.

Finansal bir değişkenin getirisinin varyansı GARCH (1,1) ile tahmin edilmek istenirse aşağıdaki gibi gösterilir:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 r_{t-1}^2 + \beta h_{t-1} \quad (4.23)$$

(4.23). denklemde, α_1 ile β 'nin toplamı 1'e eşit olursa GARCH yöntemi 'Bütünleşik (Integrated) GARCH' (IGARCH) olarak adlandırılır. Buna ek olarak α_0 parametresi de 0'a eşit olursa GARCH'ın Riskmetrics yaklaşımına dönüştüğü görülür.

Buradan ortalama, koşulsuz varyans şu şekilde bulunur:

$$E(r_{t-1}^2) = h_t = h_{t-1} = h \quad (4.24)$$

$$h = \alpha_0 / (1 - \alpha_1 - \beta) \quad (4.25)$$

Modelin durağan olması için $\alpha_1 + \beta$ toplamı 1'den küçük olmalıdır. Finans literatüründe bu toplama 'kalıcılık (persistence)' denir.

Zaman içinde ARCH'ın özel hali olan birçok model geliştirilmiştir. Engle, Lilien ve Robins (1987) tarafından kurulmuş olan 'Çoklu ARCH' (ARCH-M); asimetrik

modellemelerden biri olarak Nelson (1991) mimarlı ‘Üstel GARCH’ (EGARCH) ve bir diğeri Glosten, Jaganathan ve Runkle’ın (1993) yaptıkları deęişiklikle oluşturulmuş ‘Threshold ARCH’ (TARCH) bunlardan en ünlüleridir. Fakat sözü geçen tekniklerin hepsi GARCH temelli ve ondan türetilmiş oldukları için burada bu yöntemleri tek tek inceleme ayrıntısına inilmeyecektir.

GARCH ile iki veya daha çok sayıdaki zaman serileri arasındaki koşullu kovaryans ve korelasyon tahmini de yapılabilir. İki seri için tahminde bulunulması üç koşullu varyans denkleminin kurulmasını ve dokuz parametrenin hesaplanmasını gerektirir. Bu durum (4.25). denklemler setinde gösterilmektedir (Penza, Bansal, 2001, s.140):

$$\begin{aligned} h_{1,t} &= \alpha_{1,0} + \alpha_{1,1} h_{1,t-1} + b_1 u_{1,t-1}^2 \\ h_{2,t} &= \alpha_{2,0} + \alpha_{2,1} h_{2,t-1} + b_2 u_{2,t-1}^2 \\ h_{12,t} &= \alpha_{12,0} + \alpha_{12,1} h_{12,t-1} + b_{12} u_{1,t-1} u_{2,t-1} \end{aligned} \quad (4.26)$$

Bu şekilde korelasyonlarda varyanslar gibi bir dönemden diğerine sabit kalmadığı için bu deęişim finansal yönetim tarafından sürekli takip edilmeli ve hedge oranında buna göre güncellemeye gidilmelidir (Engle, 2002).

Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988); Bollerslev (1990); Kroner ve Claessens (1991); Engle ve Mezrich (1996); Ding ve Engle (2001) korelasyonlardaki deęişimi ele almış olan önemli çalışmalardan birkaçıdır.

Literatürde, finansal varlıkların volatilitelerini modellemek ve böylece gelecek hakkında bilgi sahibi olabilmek için kullanılan GARCH ve Riskmetrics (EWMA) yöntemlerini karşılaştıran birçok çalışma yapılmıştır. Bunlardan; Alexander (1998), Christoffersen ve Diebold (2000); Christoffersen, Hahn ve Inove (2001) yakın geçmişten konu ile ilgili örnek çalışmalar olarak verilebilir. Bu araştırmalar sonunda ortak olarak çıkan sonuç; GARCH’ın Riskmetrics yöntemine olan üstünlüğüdür.

5. UYGULAMA

Bu bölümün amacı, çalışmanın önceki bölümlerinde incelenmiş olan teorik bilgileri ampirik bir örnek üzerinde daha anlaşılır kılmak ve netleştirmektir. Uygulamada kullanılacak veri seti ve metodoloji alt bölümlerde tanıtılmaktadır.

5.1. VERİ SETİ

Uygulama için ele alınacak olan portföy, 2 döviz (%28) ve Türk hisse senedi piyasasında işlem görmekte olan 12 hisse senedinden (%72) oluşmaktadır (portföy içindeki ağırlıkları için bkz. EK B). Bu menkul kıymetlerin getirilerinin riskini hesaplamak için 02.07.2001 ve 31.05.2003 tarihleri arasında ki yirmi üç aylık bir süreç örneklem periyod olarak seçilmiştir. Bu dönemin incelenecek olmasının nedeni, güncel verilerle hesaplamanın yapılmak istenmesidir.

Veri Kaynakları: döviz kurları, T.C. Merkez Bankası web sitesinden; hisse senetleri fiyatları ise İMKB kayıtlarından elde edilmiştir.

Ampirik çalışmada kullanılacak finansal varlıkların büyük çoğunluğu İMKB’de işlem gören hisse senetleri olduğuna göre, ekonometrik olarak portföy riski hesabına geçmeden evvel borsada meydana gelen dalgalanmanın arkasında yatan etkenlere genel olarak değinmekte fayda vardır.

Bir ekonomide likiditenin ve parasal büyüklüklerin borsa trendi üzerinde etkisi büyüktür. Merkez Bankasının yarattığı para borsayı kısa vadede olumlu etkileyebilse de bu paranın alternatif yatırım araçlarına gitme ihtimali de vardır ve orta vadede parasal genişleme enflasyona sebep olabileceği için borsa durgunluğa girebilir. Para hacmindeki değişimin doğrudan etki yaptığı faizlerde borsanın yakın bir ikamesidir. O yüzden reel faizlerin yükselmesi borsaya talebi düşürür. Gelişmekte olan bir borsayı etkileyen bir diğer faktör, ülkenin ödemeler dengesinde görülen cari açığıdır. Cari açıkların yüksek olması döviz kurlarını volatil hale getirir, devalüasyon

beklentisi doğurur ve bu durum borsaya olumsuz şekilde yansır. İMKB gibi çok fazla derinliği olmayan, karşılıklı olarak arz ve talebin zayıf olduğu, tam olgunlaşmamış borsalarda volatilitiyi etkileyen belki de en önemli etkenlerden biri ise beklentilerin yönüdür. Beklentilerin olumlu yönde olduğu dönemlerde menkul kıymetler piyasasında satın almaların çoğaldığı, beklentilerin gerçeğe dönüştüğü zaman ise stabilizasyonun olduğu bilinir. Özellikle siyasi belirsizliklerden kaynaklanan yüksek volatilitenin yaşandığı dönemlerde, hisse senetlerinden yüksek kazanç elde edilebileceği için işlem hacmi, fiyatlar, likidite artabilir, ekonomide canlanma olabilir fakat çoğu zaman bu tür dönemlerde yatırımcıların geneli riske karşı tavır aldığı için toplam talep azalır ve çarklar tersine döner.

Hisse senedi fiyatlarının tümünde sistematik oynaklığa neden olan faktörleri¹² kısaca açıkladıktan sonra sıra, döviz varlıklarıyla birleştirilmiş portföyün volatilitelerini ölçmek için kullanılacak yöntemin tanımlanmasına gelmiştir.

5.2. METODOLOJİ

Bu çalışmanın (3.6.). bölümünde anlatılanlar ışığında portföy VaR'ını hesaplamak için Parametrik Yaklaşımın bir çeşidi olan Delta-Normal metodunun kullanılmasının uygun olduğuna karar verilmiştir. Böyle bir saptamaya varılmasının öncelikli nedeni, ampirik çalışmada kullanılacak portföyde opsiyon veya faize dayalı varlıkların (tahvil gibi) yer almaması yani doğrusal olmayan pozisyon bulunmamasıdır.

5.2.1 İstatistiksel Yapı

Delta-Normal metodunun temel varsayımı finansal varlıkların 'normal dağılım' gösterdiği olduğu için öncelikle portföyü oluşturan menkul kıymetlerin getirilerinin gerçekte normal dağılıp dağılmadığı test edilir.

¹² Bu nedenlerin dışında, hisse senedini çıkarmış olan şirkete özgü sebeplerden dolayı da talep değişikliklerinin olabileceği unutulmamalıdır.

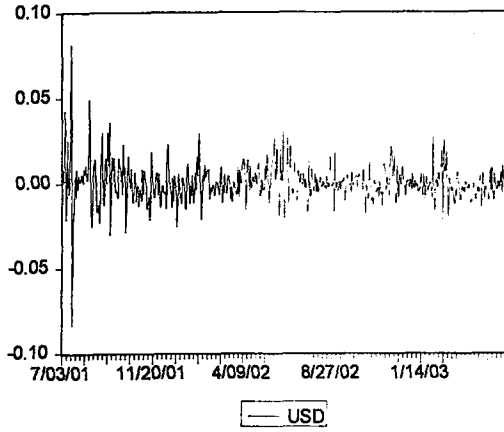
TABLO 5.1 : Kullanılan Varlık Getirilerinin İstatistik Özetleri

MENKUL KIYMET	ORTALAMA GETİRİ (%)	STANDART SAPMA (%)	ÇARPIK LIK	BASIK LIK	JARQUE- BERA	OLASILIK
USD	0,0237	1,1660	0,44	13,54	2317,80	0,00
EURO	0,0845	1,6546	0,52	27,44	12396,19	0,00
ARCLK	0,1515	3,8865	0,02	4,01	21,25	0,00
BRISA	0,1033	3,2371	0,32	4,85	80,26	0,00
EREGL	0,0541	3,5574	0,01	4,03	22,10	0,00
FINBN	-0,0951	4,2541	0,04	5,64	144,69	0,00
GARAN	-0,0244	4,1373	0,27	4,91	82,21	0,00
HURGZ	0,1520	4,3659	0,09	4,09	25,62	0,00
ISCTR	-0,1395	3,8082	-0,06	5,45	125,46	0,00
KCHOL	-0,0208	3,3953	-0,09	5,04	87,26	0,00
KRSTL	0,0509	5,2970	0,01	7,63	445,37	0,00
PRKTE	-0,0835	4,5073	-0,02	4,64	56,23	0,00
TCELL	0,0216	15,1717	0,15	4,54	51,28	0,00
VESTL	0,0223	3,5808	0,22	4,34	41,83	0,00

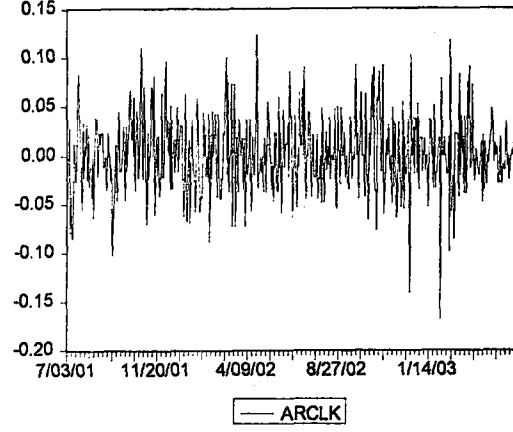
Yukarıdaki tabloda, portföyü oluşturan finansal varlıkların getirilerinin hiçbirinin Jarque-Bera testi sonucu normal dağılıma uymadığı görülmüştür. Gözlem yapıldığı dönem zarfı içinde on dört finansal varlığın dokuz tanesi (usd, euro, arclk, brisa, eregl, hurgz, krstl, tcell ve vestl) pozitif getiri sağlamıştır; bunlar içinde de ortalama olarak en çok kazandıran ‘hurgz’ olmuştur. Bu on dört menkul kıymet içinde en çok volatil özellik gösteren ise ‘tcell’ hisse senedir.

Çarpıklık değerinin 0, basıklık-diklik değerinin ise 3 olması mevcut dağılımın tek tepe noktalı, simetrik ve normal olduğunun göstergesidir. Tablo 5.1’de üç hisse senedi (isctr, kchol, prkte) dışında tüm menkul kıymetlerin örnek dönem için çarpıklık değerleri pozitif bulunmuş ve dağılımların sağa çarpık yani pozitif asimetric bir yapıya sahip olduğu belirlenmiştir. Portföy varlıkları basıklık-diklik katsayıları açısından değerlendirildiğinde ise, hepsinin standart normal dağılıma göre daha dik olduğu sonucuna varılmıştır. Bu bulgular finansal aktiflerin getirilerinin kalın kuyruğa sahip olduğunu işaret etmektedir.

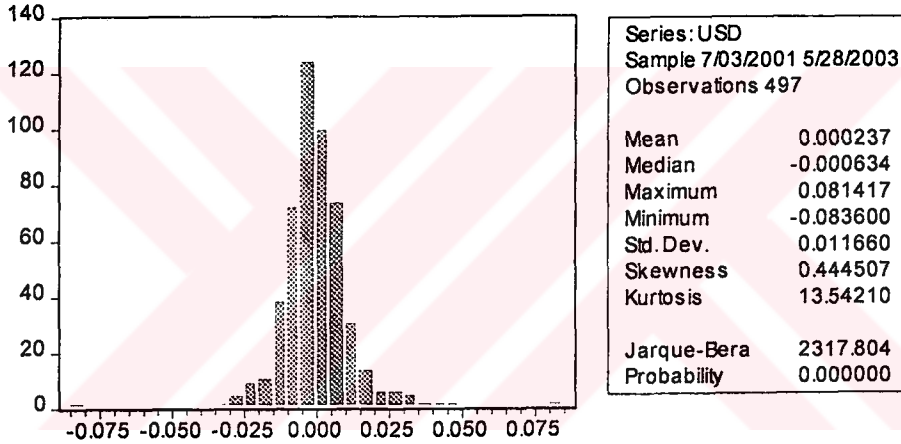
Bu varlıklar içinden usd ve arclk'in getiri dağılımı grafikleri ve dağılımlarının istatistiki özet bilgileri aşağıda gösterilmektedir (diğerleri için bkz. EK C):



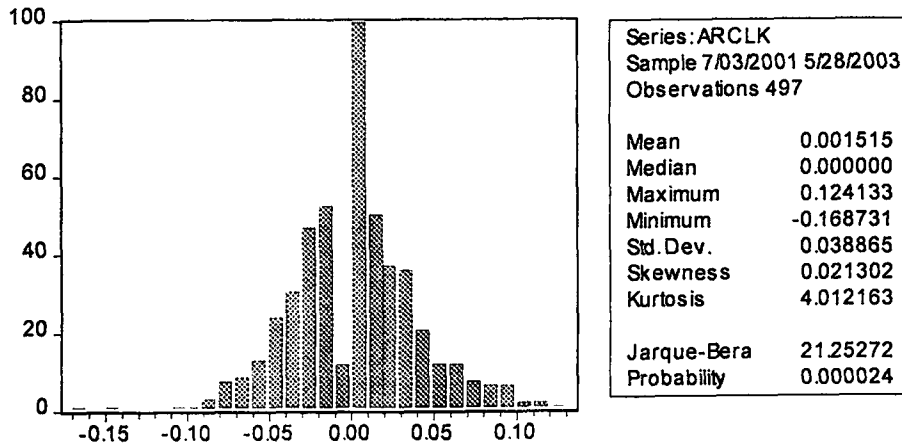
Şekil 5.1 : Usd'nin Getiri Dağılımı



Şekil 5.2 : Arclk'in Getiri Dağılımı



Şekil 5.3 : Usd'nin Getiri Dağılımı İstatistiki Bilgileri



Şekil 5.4 : Arclk'in Getiri Dağılımı İstatistiki Bilgileri

Yukarıda ki şekillerde, her iki finansal enstrümanın getirilerinin de normal dağılıma sahip olmadığı görülmektedir ve bu durum Jarque-Bera testi sonucu ısıpat edilmiş olundu. Üstelik sadece basıklık-diklik açısından değerdendirildiğinde, her iki varlığın da diklik yönünde uç değerdler verdiğı yani normal dağılım karakteristliğinden büyük ölçüde saptığı görülmektedir.

5.2.2 Modelin Tanımı

Delta-Normal metodu VaR formülasyonunda bilinmeyen ve hesaplanması gereken tek bir değışken vardır; o da portföyün volatilitesinin ölçüsü olan standart sapmasıdır. Bunun dışında kalan, portföyün başlangıçtaki piyasa değeri zaten veri niteliğinde iken elde tutma süresi ve güven aralığı faktörleri seçimi ise sadece birer tercih meselesidir.

Bir portföyün riskini gösteren standart sapma, o portföyü oluşturan varlıkların standart sapmasına ve menkul kıymetlerin getirilerinin birbirleriyle olan ilişkisine bağılıdır. Varyans-Kovaryans matrisi olarak bilinen bu ilişki yapısı, finansal varlıkların portföy içindeki ağırlıklar matrisi ile çarpılarak portföy varyansına ulaşılır (bkz. (3.9). ve (3.10). denklemler).

Finansal varlıkların zaman serilerinde geleneksel modellemenin aksine getirilerinin varyansın sabit kalmadığı, koşullu olarak zaman içinde değıştiğı gözleendiğinden bu değışimi yakalamak için ‘(Genelleştirilmiş) Ardışık Bağımlı Koşullu Değışken Varyans’ (G)ARCH modelini kullanmak doğru olacaktır.

Finansal piyasalarda volatilitenin daha iyi hesaplanabilmesi için EK B’de sembolleriyle gösterilmekte olan her bir finansal varlığın günlük getiri oranları aşağıdaki yolla hesaplanır:

$$R_{i,t} = \ln P_{i,t} - \ln P_{i,t-1} \quad (5.1)$$

$P_{i,t}$: Yatırım aracının t. gündeki kapanış değeri.

$P_{i,t-1}$: Yatırım aracının (t-1). gündeki kapanış değeri.

$R_{i,t}$: i. varlığın t. dönemdeki getiri oranı

Bollerslev (1994), finansal zaman serisi özelliklerinden biri olarak finansal piyasalarda bilgi akışı asimetrisi olduğu yani finansal zaman serilerinde alım-satımın olmadığı dönemlerde yüksek volatilitenin başgösterdiğini söyler. Örneğin Cuma gününden Pazar gününe kadar geçen süre içinde ortaya çıkan kümülatif bilgi, Perşembeden Cumaya kadar toplanandan daha fazladır. Bu farklılık bu dönemlerde belirlenen fiyatlara yansiyacaktır. Simetrik olmayan bu bilgi akışı Cumadan Pazara getiri oynaklığının, Perşembe Cuma arasındaki oynaklıktan daha fazla olması sonucuna yol açar (Güneş, Saltoğlu, 1998, s.81).

Bu durum göz önüne alınarak (5.1)'de ki regresyon denkleminin hata (bozucu) terimini sembolize eden u_t , $(t-1)$. dönemdeki enformasyonla (ψ_{t-1}) koşullu olarak aşağıdaki gibi dağıldığı varsayılır:

$$u_t | \psi_{t-1} \sim N(0, h_t) \quad (5.2)$$

Yani u_t , sıfır ortalama ve h_t değişken varyansla normal dağılmaktadır.

$$\text{Var}(u_t) = h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j h_{t-j} + \gamma_1 D_1 + \gamma_2 D_2 \quad (5.3)$$

(5.3)'de haftanın son iş gününün ve tatile giriş günlerinin, varlığın getirisi üstünde yarattığı olası yapısal değişimi yansıtmak için kukla değişkenler (D_1 , D_2) kullanılmıştır.

$D_1 = 1$ ve $D_2 = 1$; eğer tatil veya kriz nedeniyle borsanın kapandığı gün Cuma'ya denk geliyorsa;

$D_1 = 1$ ve $D_2 = 0$; gözlem süreci boyunca her hafta son iş günü olan Cuma'yı temsilen;

$D_1 = 0$ ve $D_2 = 1$; eğer sözkonusu tatillere Cuma dışında haftanın diğer dört iş gününden birinde girildiyse;

$D_1 = 0$ ve $D_2 = 0$; yukarıda anlatılan durumlar dışında kalan pazartesi, salı, çarşamba, perşembe günleri için konulur.

(5.3). denklemde verilen GARCH (p,q) modeli, u_t ' nin koşullu varyansının u_{t-i}^2 ' nin gerçekleşmiş değerlerine ve geçmiş dönem varyanslarına bağımlı olduğunu

söyler. Eğer u_{t-i}^2 'nin değerleri büyük ise t. dönemdeki koşullu varyans da buna paralel olarak büyük çıkar (Enders, 1995, s.143).

Regresyon denklemi hatalarını ifade u_t 'ler Gauss-Marlov koşullarını artık sağlayamadığı için diğer bir ifadeyle bozucu terimler birbirinden bağımsız dağılmadıkları için 'En Küçük Kareler' yöntemi etkinliğini yitirmiş olur. Bu durumda varyansda ki bağımlılığı ölçmek için 'En Yüksek Olabilirlik' yöntemi kullanılır. Bu tahmin metodu ile doğrusal olmayan bir amaç fonksiyonu maksimize edilerek katsayılar elde edilir.

GARCH modelinin bazı kısıtları da vardır:

Bunlardan birincisi; koşullu varyans (h_t) pozitif olmak zorunda olduğu için GARCH (p,q) denkleminde α_0 , α_i ve β_j parametreleri negatif olamaz.

$$\alpha_0 > 0 ; \alpha_i \text{ ve } \beta_j \geq 0 \quad \begin{matrix} i = 1,2,\dots,p \\ j = 1,2,\dots,q \end{matrix} \quad (5.4)$$

İkincisi; (4.20). denkleme geri dönülürse daha rahat görüleceği üzere çoğu durumda varyans modellemesinde yeterli olan GARCH (1,1) denkleminin dinamik istikrarının sağlanabilmesi için gerekli koşul α_1 ve β_1 'nin toplamının 1'den küçük olmasıdır. Daha genelleştirilecek olunursa GARCH (p,q) için α_i ve β_j 'lerin toplamının 1'den küçük olması şartı gereklidir. Bu koşul yerine gelmezse süreç sonsuz varyansa sahip olacaktır (Engle, 1983, s.286-301).

5.3. MODEL TAHMİNİ ve SONUÇLARI

Yukarıda sözü edilen analizin yapılabilmesi için öncelikle, çalışmada ele alınacak olan her bir finansal varlığın getirilerinin sadece sabit terime dayalı basit bir regresyon denklemi kurulur.

$$\check{R}_{i,t} = c + u_t \quad \begin{matrix} H_0 : c = 0 \\ H_1 : c \neq 0 \end{matrix} \quad (5.5)$$

prob. $\leq \alpha$ ise H_0 reddedilir.

Bu denklemler ‘En Küçük Kareler’ yöntemine göre test edilir. Sabit katsayıların standart hataları ve t istatistikleri sabit katsayının (c) hemen altında, alt alta parantezler içinde gösterilir. Finansal çalışmalarda sabit katsayı olarak getirilerin ortalaması kullanılır ve bugüne kadar getiri ortalamaları ile ilgili yapılmış çalışmaların hemen hemen tümünün test sonuçlarında sabit katsayının istatistiki olarak anlamlı olmadığı ve getirinin stokastik olarak belirlendiği görülmüştür ki bu çalışmada da portföyü oluşturan on dört finansal varlık için yapılan aynı tarz test sonuçları önceki bulguları destekler niteliktedir¹³. Bu durum finansal varlıkların fiyatlarının rassal yürüyüş modeline uyması ile açıklanabilir.

Daha sonra sabit terime dayalı regresyon denklemlerinin hata terimlerinin ‘Ardışık Bağılanımlı Koşullu Değişken Varyans’ (ARCH) ile kurulup kurulamayacağı test edilir. ARCH metodunun istatistiksel olarak sınanması ‘Lagrange Çarpanı’ (LM) testi ile yapılır. Bu testin yapılabilmesi için alttaki denklem kurulur:

$$\hat{u}_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \alpha_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \alpha_3 \hat{u}_{t-3}^2 + \alpha_4 \hat{u}_{t-4}^2 + \alpha_5 \hat{u}_{t-5}^2 \quad (5.6)$$

Yukarıda ki denklemde $\hat{u}$ ’lar, (5.5)’deki regresyondan tahmin edilen ‘En Küçük Kareler’ yönteminin kalıntılarıdır. 5 gün geriye gidilmesinin nedeni, verilerin günlük olması ve haftanın 5 işlem gününe sahip olmasıdır.

(5.6). denklem sonucu elde edilen belirlilik katsayısı (R^2) ile toplam gözlem sayısı (n) çarpılınca çıkan test istatistiğinin p serbestlik derecesinde ki-kare (χ^2_p) dağılımı gösterdiği varsayılır.

$$n \cdot R^2 \sim \chi^2_p \quad (5.7)$$

(5.7) için H_0 önsavı aşağıdaki gibi test edilir:

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = \alpha_5 = 0 \quad (5.8)$$

$$H_1 : \text{en az biri} \neq 0$$

¹³ Fakat ortalama getirinin regresyon denklemi üstüne istatistiki olarak etkili bir değişken olması durumunda VaR’ın hareket tarzının nasıl şekilleneceğini görmek için bkz. Dowd, Blake ve Cairns’in “Long-Term Value at Risk” (2001).

$n \cdot R^2 > \chi^2_p$ yani $Pr. \leq \alpha$ ise H_0 red yani ARCH var.
aksi taktirde H_0 reddedilemez yani ARCH yok.

ARCH etkisinin bulunduğu finansal varlıkların sabit terime dayalı denklemlerin bu noktadan sonra ‘En Küçük Kareler’ yöntemi ile tahmin edilmesi sağlıklı olmayacağı için ARCH-GARCH sınıfı modelleri parametreleri ‘En Yüksek Olabilirlik’ yöntemiyle tahmin edilir. Takip eden aşamada, Cuma ve Tatil günleri etkisinin her ikisini de denkleme kukla değişken olarak katarak anlamlı katsayıya sahip olduğu gözlenenler model içinde tutulur.

Portföyü oluşturan on dört finansal enstrüman için ‘Econometrics Views 3.1’ paket programı kullanılarak bulunan ampirik bulgular ve yorumlar şöyledir:

5.3.1 USD

Tablo 5.2 : Usd İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	40.50746	Probability	0.000000
Obs*R-squared	144.7247	Probability	0.000000

Yukarıda ki tabloda 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezi LM testi sonucu reddedilir (bkz. (5.8). denklem). Yani ARCH etkisinin bulunduğu sonucuna varılır. Bu durumda modeldeki koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak sabit terime dayalı getiri denklemi tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ama sadece katsayısı anlamlı bulunan, model içinde bırakılır.

Tablo 5.3 : Usd’nin Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: USD

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 19 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000856	0.000341	-2.510078	0.0121

	Variance Equation			
C	4.54E-06	3.32E-06	1.365241	0.1722
ARCH(1)	0.399341	0.054816	7.285046	0.0000
GARCH(1)	0.571034	0.034591	16.50828	0.0000
CUMA	3.37E-05	1.21E-05	2.779356	0.0054

$$\text{USD} = -0,000856 \quad (5.9)$$

$$(0,000341)$$

$$[-2,510078]$$

$$\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 = 0,00000454 + 0,399341 u_{t-1}^2 + 0,571034 \sigma_{t-1}^2 + 0,0000337 \text{ CUMA}$$

$$(0,00000332) \quad (0,054816) \quad (0,034591) \quad (0,0000121)$$

$$[1,365241] \quad [7,285046] \quad [16,50828] \quad [2,779356]$$

$$(5.10)$$

Sabit terim dışında diğer üç parametrede (u_{t-1}^2 , σ_{t-1}^2 , CUMA) anlamlı çıkmıştır fakat Tatil gününün katsayısı istatistiki olarak anlamlı olmadığı için modelleme dışında tutulmuştur. ARCH ve GARCH katsayıları modelin getirdiği kısıta uygun olarak pozitif bulunmuştur. Bir gün önceki 1 birim beklenmeyen getiri değişimi volatilitiyi neredeyse %40 arttırırken, yine bir gün önceki dalgalanma değerinin 1 birim artması bir sonraki gün volatilityesinin 0,57 yükselmesine neden olur. GARCH denkleminin (t-1). dönemle ilişkili katsayıları toplandığında ($\alpha_1 + \beta_1$) 0,970375 değeri elde edilir. Buradan Dolar'da ki volatilitenin sürekli olarak çok yüksek seyrettiği (1'e yakın) ve bu eğilimi devam ettirdiği sonucuna varılır.

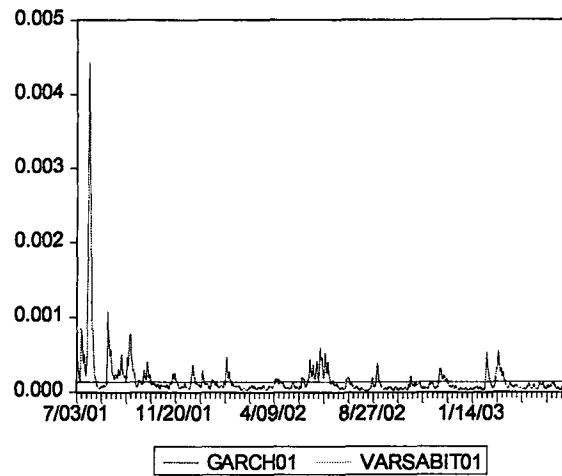
İşlem günü Cuma iken uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,00000454 + 0,0000337 (\text{Cuma} = 1)}{1 - 0,399341 - 0,571034} \approx 0,0012 \quad (5.11)$$

Bu denkleme ilişkin söylenmesi gereken bir başka olgu ise, haftanın son işlem günü olan Cuma günü katsayısının beklenildiği gibi volatilitiyi arttırıcı yönde pozitif çıkmış olmasıdır. Eğer işlem günü Cuma değilse bu durumda uzun dönem, ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 0)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,00000454 + 0,0000337 (\text{Cuma} = 0)}{1 - 0,399341 - 0,571034} \approx 0,00015 \quad (5.12)$$

Her iki varyans hesabı sonucu bu dövizde, Cuma günleri riskinin diğer günlere nazaran 7 kat fazla olduğu sonucuna varılır.



Şekil 5.5 : Usd İçin GARCH ve Sabit Varyans

GARCH ile sabit varyans arasında 2001 Temmuz ortasında çok büyük bir farklılık oluşmuştur. Uzun dönem ortalama varyans 0,0012; sabit varyans 0,000136 iken söz konusu tarihte GARCH 0,001092 değerini vererek aynı zamanda gözlem dönemi içinde de en büyük farklılığı meydana getirmiştir. Sabit ve değişken varyans arasında ki bu büyük fark aynı yılın sonlarına doğru giderek azalmıştır. 2002 Haziran-Temmuz (%345) ve 2003 yılı başlangıç dönemlerinde (%300) de iki varyans tahmininin birbirinden bir miktar ayrıldığı görülmüştür. Fakat sözü edilen periyodlar dışında GARCH genelde sabit varyansın çevresinde, ona yakın seyretmiştir.

5.3.2 EURO

Tablo 5.4 : Euro İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	52.92182	Probability	0.000000
Obs*R-squared	173.4427	Probability	0.000000

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile reddedilmiştir. Böylece Euro için de Dolar'da olduğu gibi

ARCH etkisinin bulunduğu sonucuna varılır. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ama sadece katsayısı anlamlı bulunan model içinde bırakılır. Tatil gününün katsayısı anlamlı çıkmadığı için modele dahil edilmez¹⁴.

$$\text{EURO} = 0,000390 \quad (5.13)$$

$$(0,000545)$$

$$[0,715785]$$

$$\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 = -0,00000131 + 0,222313 u_{t-1}^2 + 0,665035 \sigma_{t-1}^2 + 0,000196 \text{ CUMA}$$

$$(0,00000527) \quad (0,048546) \quad (0,041458) \quad (0,0000183)$$

$$[-0,248648] \quad [4,579398] \quad [16,04107] \quad [10,73099]$$

$$(5.14)$$

Sabit terim dışında diğer üç parametrede varyans denkleminde istatistiki olarak anlamlıdır. ARCH, GARCH katsayıları modelin getirdiği kısıta uygun olarak pozitifdir. Bir gün önceki 1 birim öngörülme değişim bir sonraki gün volatilitesi 0,22; bir gün önceki 1 birim volatilitenin artışı ise sonraki gün volatilitesi 0,66 kadar artırır. GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,887348 değeri elde edilir ki bu da Euro'nun volatilitesinin yüksek seyrettiğini ve bu eğilimde kalıcılık olduğunu gösterir. Varyansın pozitif çıkması için modelin getirdiği bir kısıt olan sabit teriminde 0'dan büyük olması gerektiği kuralının burada sağlanmadığı görülür. Söz konusu bu duruma rağmen gözlem periyodu içinde en küçük koşullu varyansın bile negatif değer vermemesi ve bu negatif sabit terimin denklem üstünde istatistiki olarak anlamlı olmaması modelde bir değişime gidilmesi gerekliliğini ortadan kaldırır (bkz. EK E1).

İşlem günü Cuma ise uzun dönem denge varyansı:

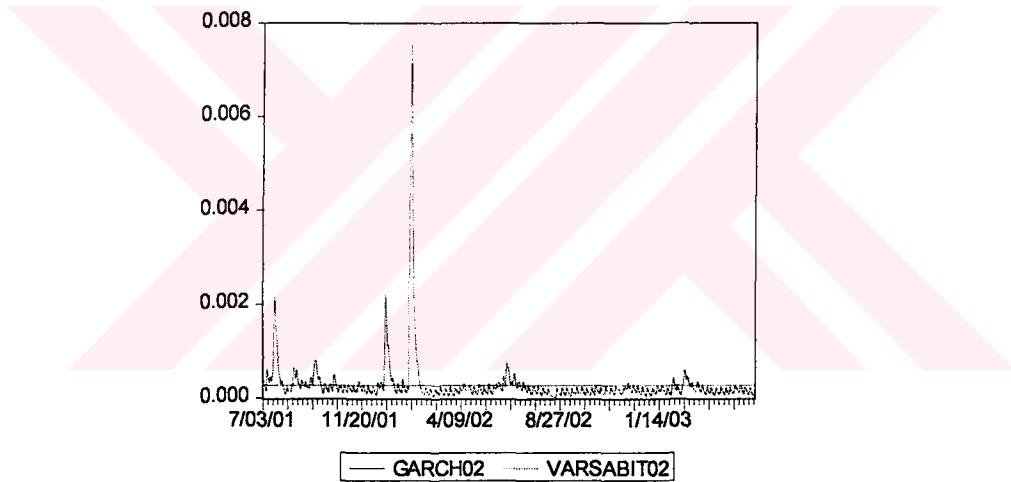
$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{-0,00000131 + 0,000196 (\text{Cuma}=1)}{1 - 0,887348} \approx 0,0017 \quad (5.15)$$

¹⁴ Euro ve bundan sonra ki finansal varlıkların ARCH etkili getiri ve varyanslarının Eviews çıktı tabloları için EK F'ye bakınız.

Varyans tablosunda görülen bir diğer parametre olan Cuma aynen Dolar'da olduğu gibi burada da volatilitiyi arttırmaktadır. Eğer işlem günü Cuma değilse bu durumda uzun dönem, ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=0)}{(1-\alpha_1-\beta_1)} = \frac{-0,00000131 + 0,000196 (\text{Cuma}=0)}{1 - 0,887348} < 0 \quad (5.16)$$

Sabit terimin 0'dan küçük olması sebebiyle negatif bir değer verir. Böyle bir durum, koşullu varyansın negatif değerler alabileceği olasılığına karşılık logaritmik tarzda modellenmiş, GARCH'ın geliştirilmiş yöntemlerinden biri olan EGARCH'ın kullanılması gerektiğine işaret etse de bu tür bir modelleme içine girmek çalışmanın kapsamını aşar.



Şekil 5.6 : Euro İçin GARCH ve Sabit Varyans

Euro'da da GARCH ve sabit varyans arasında; 2001 Temmuz sonu-Ağustos başı, 2001 yılı son ayında ve özellikle dikkati çok çeken 2002 yılı ocak ayı sonu dönemlerinde gözle görülür farklılık oluşmuştur. Uzun dönem ortalama varyans 0,0017; sabit varyans 0,000274 iken söz konusu tarihlerde GARCH sırasıyla 0,002189; 0,00224 ve 0,007556 değerlerini vermiştir. Bu tarihler dışında GARCH tahmini sabit varyansın genellikle altında olmak üzere hep çok yakın çevresinde dolaşmıştır.

5.3.3 ARÇELİK

Tablo 5.5 : Arçelik İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	2.742819	Probability	0.018616
Obs*R-squared	13.50239	Probability	0.019099

Yukarıda ki tablodan, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile %5 anlamlılık düzeyinde reddedildiği okunur. Böylece Arclık hissesinde de döviz varlıklarında olduğu gibi ARCH etkisinin bulunduğu sonucuna varılır. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ama her iki katsayı da anlamlı bulunmadığı için model içine konmaz. Yani; Cuma veya Tatil günlerinin finansal varlık getirilerini diğer günlerden daha farklı etkilediği genel kanısının bu hisse senedi için geçerli olmadığı ortaya çıkmıştır.

$$\begin{aligned} \text{ARCLK} &= 0,001634 & (5.17) \\ & (0,001642) \\ & [0,995034] \end{aligned}$$

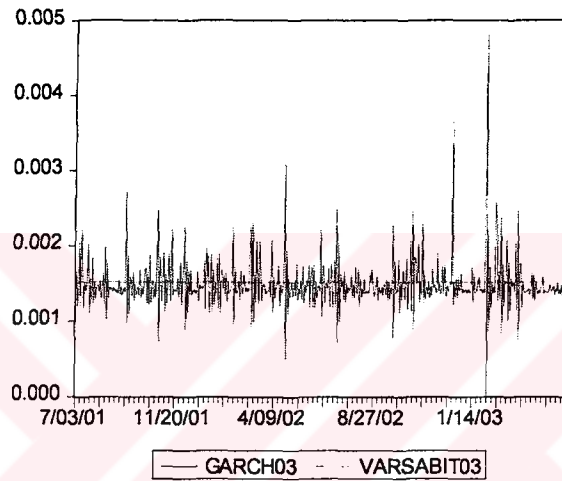
$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) = \sigma_t^2 &= 0,002212 + 0,118389 u_{t-1}^2 - 0,604678 \sigma_{t-1}^2 & (5.18) \\ & (0,000275) \quad (0,046617) \quad (0,146938) \\ & [8,039904] \quad [2,539630] \quad [-4,115189] \end{aligned}$$

%95 güven düzeyinde yukarıdaki denklemin tüm parametrelerinin katsayıları anlamlı bulunmuştur. Bir gün önceki 1 birim beklenmeyen getiri değişimi volatilitiyi hemen hemen %12 arttırırken, bir gün önceki dalgalanma değerinin 1 birim artması bir sonraki gün volatilitésinin 0,60 azaltır. Burada üzerinde durulması gereken bir nokta; varyansın negatif değer vermemesi için modelin getirdiği bir kısıt olan ARCH ve GARCH katsayılarının pozitif olması gerektiği kuralının GARCH katsayısı için

sağlanmadığıdır¹⁵. Fakat buna rağmen gözlem periyodu içinde en küçük varyansın bile negatif çıkmadığı görülür (bkz. EK E2).

Varyans denklemi yukarıdaki şekilde iken, bu hisse senedi için uzun dönem ortalama koşulsuz varyans :

$$h = \frac{\alpha_0}{(1-\alpha_1-\beta_1)} = \frac{0,002212}{1,486289} \approx 0,0014 \quad (5.19)$$



Şekil 5.7 : Arçelik İçin GARCH ve Sabit Varyans

Bu hisse senedinde GARCH yirmi üç aylık gözlem dönemi boyunca çok dalgalı bir yapı göstermiştir ve sabit varyans (0,001514) değerine denk geldiği veya ona yakın seyrettiği dönemler azdır. 2003 yılı Şubat ayında GARCH gözlem dönemi boyunca en düşük değerini (0,00000518) alarak aynı zamanda sabit varyans ile arasındaki en büyük farkı oluşturmuştur. İki varyans tahmini arasında farklılığın yüksek boyuta ulaştığı dikkati çeken 17 Aralık 2002 ve 8 Temmuz 2002 gibi tarihlerde de ise farklılık sırasıyla %147 ve -%53 kadar olmuştur. GARCH'ın daha durağan seyrettiği örneğin 2002 yılı Ağustos ortasında ve 2003 yılı Ocak sonunda ise değişken varyans 0,001556 ve 0,001522 değerlerini verdiği için bu tür dönemlerde

¹⁵ Bu gibi durumlar yine, EGARCH veya TARCH'ın kullanılmasını gerektirse de söz konusu modelleme teknikleri çalışmanın içeriğine dahil değildir.

GARCH'ın sabit varyans ve uzun dönem ortalama varyansa yakın seyrettiği sonucuna varılabilir.

5.3.4 BRİSA KİMYA PETROL

Tablo 5.6 : Brisa İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	2.116095	Probability	0.062266
Obs*R-squared	10.48288	Probability	0.062654

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile %99 ve hatta %95 güven düzeyinde dahi reddedilemediğidir. Buradan da Brisa hisse senedinde ARCH etkisinin olmadığı anlaşılır. Fakat sabit terime dayalı getiri denklemi yine de koşullu, değişen varyansa sahip olabileceği ihtimaline karşılık yeniden tahmin edilirse ortaya çıkan sonuç ilginçtir:

$$\begin{aligned} \text{BRISA} &= 0,000858 & (5.20) \\ &(0,001381) \\ &[0,621431] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) = \sigma_t^2 &= 0,000821 + 0,222593 u_{t-1}^2 + 0,003641 \sigma_{t-1}^2 & (5.21) \\ &(0,000149) \quad (0,053234) \quad (0,147869) \\ &[5,529328] \quad [4,181425] \quad [0,024625] \end{aligned}$$

%99 gibi yüksek bir güven düzeyinde bile yukarıdaki varyans denklemin ARCH katsayısı anlamlı bulunmuşken, GARCH katsayısının varyans denklemine istatistiki olarak etkisinin olmadığı görülmüştür. Yani bir gün önceki 1 birim öngörülme değişim bir sonraki gün volatilitesi 0,22 arttırdığı ve t. dönem varyansı ile (t-1). dönemdeki dalgalanma arasında herhangi bir ilişki olmadığı sonucuna varılmıştır. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konmuştur ama her iki katsayı da anlamlı bulunmadığı için modele dahil edilmemiştir. Yani bu hisse senedi için Cuma ve Tatil günlerinin diğer işlem günlerinden farkı yoktur. Brisa hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D1'e bakınız.

5.3.5 EREĞLİ DEMİR ÇELİK

Tablo 5.7 : Ereğli İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	2.525890	Probability	0.028470
Obs*R-squared	12.46154	Probability	0.028983

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile %99 güven düzeyinde reddedilemezken %95'te reddedildiğidir. 0,05 anlamlılık düzeyi baz alınırsa Ereğli hisse senedinde ARCH etkisinin bulunduğu söylenebilir. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konduğu halde ikisinin de katsayısı anlamlı çıkmadığı için modele dahil edilmez.

$$\begin{aligned} \text{EREGL} &= 0,000417 & (5.22) \\ &(0,001620) \\ &[0,257218] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) = \sigma_t^2 &= 0,0000629 + 0,087615 u_{t-1}^2 + 0,862740 \sigma_{t-1}^2 & (5.23) \\ &(0,0000377) \quad (0,025062) \quad (0,044463) \\ &[1,668666] \quad [3,495968] \quad [19,40376] \end{aligned}$$

Sabit terim dışında diğer iki parametre de istatistiki olarak anlamlıdır ve bu iki katsayı modelin getirdiği kısıta uygun olarak pozitiftir. Bu modelde volatilitenin %86 gibi çok büyük bir kısmı bir önceki günde meydana gelen değişimden kaynaklanmaktadır. GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,950355 değeri elde edilir. Yani Ereğli volatilitesi sürekli olarak çok yüksek seyreder ve bu eğilimin uzun süre devamlılığı vardır. Bu durumda Ereğli'de ki volatilitate tahminini yapmak kolaylaşır.

Ereğli hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D2' ye bakınız.

5.3.6 FINANSBANK

Tablo 5.8 : Finansbank İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	5.573026	Probability	0.000053
Obs*R-squared	26.67946	Probability	0.000066

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile reddedildiğidir. Böylece Finbn hisse senedinde ARCH etkisinin bulunduğu sonucuna varılır. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günlerinin her ikisinin de katsayıları anlamlı çıktığı için model içine konmuştur.

$$\text{FINBN} = 0,0000132 \quad (5.24) \\ (0,001789) \\ [0,007352]$$

$$\sigma_t^2 = -0,000102 + 0,106834u_{t-1}^2 + 0,817330\sigma_{t-1}^2 + 0,000685\text{TATİL} + 0,001107 \text{CUMA} \\ (0,0000526) \quad (0,025683) \quad (0,039349) \quad (0,000263) \quad (0,000222) \\ [-1,935032] \quad [4,159658] \quad [20,77142] \quad [2,605625] \quad [4,998201] \quad (5.25)$$

Sabit terim dışında diğer tüm parametreler anlamlıdır. Sabit terim ise modelin getirdiği kısıta aykırı olarak 0'dan küçük olsa dahi, daha önceden de bahsedildiği üzere, gözlem süreci içinde en küçük koşullu varyansın bile negatif değer vermemesi ve bu negatif sabit terimin denklem üstünde etkisinin olmaması nedenlerine dayanarak bir model değişimini gidilmez (bkz. EK E3).

GARCH ve ARCH katsayılar modelin getirdiği kısıta uygun olarak pozitifdir. Söz konusu bu iki katsayı toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,924164 değeri elde edilir ki bu da finbn volatilitésinin sürekli olarak çok yüksek seyrettiğini ve bu eğilimi devam ettirdiğini ifade eder. Kalıcılık etkisinin büyük bir kısmına (0,81) bir gün önceki volatilité değişikliğinin neden olduğunu söylemekte yarar vardır.

Tatil'e giriş Cuma gününe denk gelirse uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=1) + \gamma_2 (\text{Tatil}=1)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{-0,000102 + 0,001107 + 0,000685}{1 - 0,924164} \approx 0,022 \quad (5.26)$$

Eğer işlem günü Cuma değilse ve aynı zamanda ertesi gün Tatil değilse uzun dönem, ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=0) + \gamma_2 (\text{Tatil}=0)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{-0,000102}{1 - 0,924164} < 0 \quad (5.27)$$

Sabit terimin 0'dan küçük olması sebebiyle negatif bir değer verir ve bu durum bir karşılaştırmada bulunmak için çalışmanın kapsamını aşan EGARCH'ın kullanılmasını gerektirir. Sadece şu söylenebilir ki, Cuma ve Tatil günleri riski beklenildiği gibi hisse senedinde ki volatilitiyi diğer günlere nazaran artmaktadır.

Finbn hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D3'e bakınız.

5.3.7 GARANTİ BANKASI

Tablo 5.9 : Garanti İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	6.184991	Probability	0.000014
Obs*R-squared	29.43382	Probability	0.000019

Garan hisse senedinde de ARCH etkisi olduğu F-istatistik olasılığının 0,01'in bile altında olmasıyla ortaya çıkmıştır. Bu yüzden bu finansal varlığın sabit terime dayalı denklemi ardışık bağımlı koşullu değişken varyansa göre tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ancak sadece Cuma gününün katsayısı anlamlı çıktığı için Tatil modele dahil edilmez.

$$\text{GARAN} = 0,000165 \quad (5.28)$$

$$(0,001757)$$

$$[0,093853]$$

$$\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 = -0,0000394 + 0,090098 u_{t-1}^2 + 0,850176 \sigma_{t-1}^2 + 0,000687 \text{CUMA}$$

(0,0000631)	(0,023953)	(0,039809)	(0,000203)
[-0,623573]	[3,761436]	[21,35625]	[3,388847]

(5.29)

Sabit terim dışında diğer üç parametrede denklem üstünde etkilidir. Varyansın pozitif çıkması için modelin getirdiği bir kısıt olan sabit teriminde 0'dan büyük olması gerektiği kuralının burada da sağlanmadığı görülür. Söz konusu bu duruma rağmen gözlem periyodu içinde en küçük koşullu varyansın bile negatif değer vermemesi ve bu negatif sabit terimin denklem üstünde etkisinin olmaması modelde bir değişime gidilmesi gerekliliğini ortadan kaldırır (bkz. EK E4).

Bir gün önceki 1 birim beklenmeyen getiri değişimi volatilitiyi sadece 0,09 kadar arttırıyorken, yine bir gün önceki dalgalanma değerinin 1 birim artması bir sonraki gün volatilitésinin %85 yükselmesine neden olur. GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,940274 değeri elde edilir. Yani bu finansal varlıkta da volatilité sürekli olarak yüksek seyrederek ve bu eğilimin devamlılığı vardır.

İşlem günü Cuma ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{-0,0000394 + 0,000687 (\text{Cuma} = 1)}{1 - 0,940274} \approx 0,0108 \quad (5.30)$$

Eğer işlem günü Cuma değilse uzun dönem, ortalama varyans; sabit terimin 0'dan küçük olması sebebiyle negatif bir değer verir ve bu durum bir karşılaştırmada bulunmak için yine EGARCH'ın kullanılmasını gerektirir. Fakat buna rağmen şu kadarı söylenebilir ki aynen Euro ve Dolar'da olduğu gibi burada da, Tatil etkisi bulunmasa da Cuma günü etkisi beklentilere uygun olarak volatilitiyi arttırmaktadır.

Garan hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D4'e bakınız.

5.3.8 HÜRRİYET GAZETECİLİK

Tablo 5.10 : Hürriyet İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	1.655092	Probability	0.143953
Obs*R-squared	8.237362	Probability	0.143630

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, sabit varyans varsayımını H_0 hipotezinin LM testi ile %95 güven düzeyinde dahi reddedilemediğidir ($F_{Pr} > 0,05$). Buradan da hurgz'de ARCH etkisinin olmadığı anlaşılır. Fakat sabit terime dayalı getiri denklemini yinede koşullu, değişen varyansa sahip olabileceği ihtimaline karşılık tekrar tahmin edilirse, Brisa hisse senedinde çıkan sonuca benzer sonuç elde edilir.

$$\begin{aligned} \text{HURGZ} &= 0,002471 & (5.31) \\ &(0,002070) \\ &[1,193543] \end{aligned}$$

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) = \sigma_t^2 &= 0,000490 + 0,180453 u_{t-1}^2 + 0,498064 \sigma_{t-1}^2 + 0,000693 \text{ CUMA} \\ &(0,000208) \quad (0,053532) \quad (0,117795) \quad (0,000256) \\ &[2,361515] \quad [3,370899] \quad [4,228221] \quad [2,706606] \end{aligned} \quad (5.32)$$

%99 gibi yüksek bir güven düzeyinde bile yukarıdaki varyans denklemin ARCH ve GARCH katsayıları istatistiki olarak anlamlı bulunmuştur. Ayrıca Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denkleminde konulur ancak sadece katsayısı anlamlı bulunan, model içinde bırakıldığı için Tatil günü modele dahil edilmez.

ARCH ve GARCH katsayısının toplanmasıyla 0,678517 değeri elde edilir. Diğer finansal varlıklarda bulunan değerlerle karşılaştırıldığında 0'a daha yakın çıkan bu değer, gelecek dönem getiri oranı varyansını rassal yürüyüş tipi bir davranışa yaklaştırır ve varyans tahmininde bulunmayı güçleştirir. Bir başka deyişle, t. dönem varyansı bir önceki dönem bozucu terimin karesine ve varyansına olan bağılılığı daha kısa süre devam eder

İşlem günü Cuma ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,000490 + 0,000693 (\text{Cuma} = 1)}{1 - 0,678517} \approx 0,0036 \quad (5.33)$$

.Modelle ilgili söylenmesi gereken son bulgu, burada da Cuma gününün volatilitiyi artırıcı yönde etkisinin olduğudur. Eğer işlem günü Cuma değilse uzun dönem, ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 0)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,000490 + 0,000693 (\text{Cuma} = 0)}{1 - 0,678517} \approx 0,0015 \quad (5.34)$$

Buradan da Cuma günü varyansının bilgi asimetrisi nedeniyle diğer günlere nazaran hemen hemen 1,5 kat fazla çıktığı sonucu elde edilir.

Hurgz hisse senedinin sabit ve ardışık bağılanımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D5'e bakınız.

5.3.9 İŞ BANKASI (C)

Tablo 5.11 : İş Bankası (C) İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	5.004725	Probability	0.000176
Obs*R-squared	24.09208	Probability	0.000208

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile reddedildiğidir. Böylece ARCH etkisinin bulunduğu sonucuna varılır. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ancak sadece Tatil'in katsayısı anlamlı çıktığı için Cuma modele dahil edilmez.

$$\begin{aligned} \text{ISCTR} &= -0,002165 \\ &\quad (0,001650) \\ &\quad [-1,312264] \end{aligned} \quad (5.35)$$

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) = \sigma_t^2 &= 0,0000548 + 0,089530 u_{t-1}^2 + 0,861762 \sigma_{t-1}^2 + 0,000478 \text{TATİL} \\ &\quad (0,0000286) \quad (0,018833) \quad (0,027149) \quad (0,000181) \\ &\quad [1,914974] \quad [4,753942] \quad [31,74201] \quad [2,643460] \end{aligned} \quad (5.36)$$

Sabit terim dışında diğer üç parametre de istatistiki olarak anlamlıdır. Bu modelde volatilitenin %86 gibi çok büyük bir kısmı bir önceki gün volatilitelerinden kaynaklanırken, bir önceki gün beklenmeyen getiri değişiminin t.dönem volatilitelerine etkisi ancak 0,08 kadardır. GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,951292 değeri elde edilir. Yani bu finansal varlık volatilitesinde de yüksek miktarda kalıcılık etkisi vardır.

Tatil'e giriş günlerinde uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_2 (\text{Tatil}=1)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,0000548 + 0,000478 (\text{Tatil}=1)}{1 - 0,951292} \approx 0,0109 \quad (5.37)$$

Eğer işlem gününün ertesi Tatil değilse bu durumda uzun dönem ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_2 (\text{Tatil}=0)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,0000548 + 0,000478 (\text{Tatil}=0)}{1 - 0,951292} \approx 0,0011 \quad (5.38)$$

Yani bu da, Tatil etkisi ile riskin diğer günlere nazaran 8 kat arttığını gösterir.

Isctr hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D6' ya bakınız.

5.3.10 KOÇ HOLDİNG

Tablo 5.12 : Koç Holding İçin Arch Testi

ARCH Test:			
F-statistic	2.458495	Probability	0.032442
Obs*R-squared	12.13725	Probability	0.032955

Yukarıda ki tablodan çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile %99 güven düzeyinde reddedilemezken %95'te reddedilmiştir. 0,05 anlamlılık düzeyi baz alınırsa Kchol hisse senedinde ARCH etkisinin bulunduğu söylenebilir. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ancak sadece Cuma gününün katsayısı anlamlı çıktığı için Tatil modele dahil edilmez.

$$\begin{aligned} KCHOL &= -0,000175 \\ &\quad (0,001613) \\ &\quad [-0,108242] \end{aligned} \quad (5.39)$$

$$\begin{aligned} \text{var}(u_t) = \sigma_t^2 &= 0,0000426 + 0,061354 u_{t-1}^2 + 0,837439 \sigma_{t-1}^2 + 0,000342 \text{CUMA} \\ &\quad (0,0000770) \quad (0,020611) \quad (0,064704) \quad (0,000157) \\ &\quad [0,553299] \quad [2,976841] \quad [12,94262] \quad [2,178640] \end{aligned} \quad (5.40)$$

Sabit terim dışında diğer üç parametre de denklem üstünde %95 güven düzeyinde etkilidir. t.dönem volatilitesi büyük ölçüde (0,83) (t-1). dönem varyansına yani volatilitesine bağlıdır. Bir dönem önceki beklenmeyen getiri değişiminin bir sonraki gün volatilitesine etkisi ancak 0,06 gibi düşük bir değerdir. GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,898793 değeri elde edilir. Yani bu finansal varlıkta da volatilité sürekli olarak yüksek seyrederek ve bu eğilimin devamlılığı vardır.

İşlem günü Cuma ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,0000426 + 0,000342 (\text{Cuma} = 1)}{1 - 0,898793} \approx 0,0038 \quad (5.41)$$

Eğer işlem günü Cuma değilse bu durumda uzun dönem, ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=0)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,0000426 + 0,000342 (\text{Cuma}=0)}{1 - 0,898793} \approx 0,00042 \quad (5.42)$$

Buradan da Cuma günü riskinin, diğer günlere nazaran 8 kat fazla çıktığı sonucu elde edilir. Yani Cuma günü etkisi volatilitiyi beklentilere uygun şekilde arttırmaktadır.

Kchol hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D7' ye bakınız.

5.3.11 KRİSTAL KOLA

Tablo 5.13 : Kristal İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	6.246343	Probability	0.000013
Obs*R-squared	29.70816	Probability	0.000017

Krstl hisse senedinde de varyansın sabit olmadığı ve ARCH ile modellenebileceği F-istatistik olasılığının 0,01'in bile altında olmasıyla ortaya çıkmıştır. Bu yüzden bu finansal varlığın sabit terime dayalı denklemi ardışık bağımlı koşullu değişken varyansa göre tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günlerinin her ikisinin de katsayıları anlamlı çıktığı için modele konmuştur.

$$\text{KRSTL} = 0,000997 \quad (5.43) \\ (0,002060) \\ [0,484003]$$

$$\sigma_t^2 = -0,000128 + 0,132058u_{t-1}^2 + 0,803823\sigma_{t-1}^2 + 0,001289\text{TATİL} + 0,001473\text{CUMA} \\ (0,0000494) \quad (0,021645) \quad (0,025115) \quad (0,000385) \quad (0,000261) \\ [-2,580557] \quad [6,101007] \quad [32,00604] \quad [3,349619] \quad [5,650131] \quad (5.44)$$

Varyans denklemindeki tüm parametreler istatistiki olarak anlamlıdır. Sabit terim ise modelin getirdiği kısıta aykırı olarak 0'dan küçük olsa dahi, daha önceden de bahsedildiği üzere, gözlem süreci içinde en küçük koşullu varyansın bile negatif değer vermemesi GARCH modelinin etkinliğini azaltmaz (bkz. EK E5). GARCH ve ARCH katsayılar modelin getirdiği kısıta uygun olarak pozitiftir. Söz konusu bu iki katsayı toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,935881 değeri elde edilir ki bu da Krstl hisse senedi volatilitésinin sürekli olarak çok yüksek seyrettiğini ve bu eğilimi devam ettirdiğini gösterir. Hisse senedi getiri varyansında ki kalıcılığın 0,80 kadarı bir önceki dönem volatilitésinden kaynaklanırken, bir dönem önceki beklenmeyen getirinin payı sadece 0,13'tür.

Tatil'e giriş Cuma gününe denk gelir ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=1) + \gamma_2 (\text{Tatil}=1)}{(1-\alpha_1-\beta_1)} = \frac{-0,000128 + 0,001473 + 0,001289}{1 - 0,935881} \approx 0,041$$

(5.45)

Eğer işlem günü Cuma değilse ve aynı zamanda ertesi gün Tatil değilse, uzun dönem ortalama varyans; sabit terimin 0'dan küçük olması sebebiyle negatif bir değer verir ve bu durumda bir karşılaştırmada bulunmak için yine EGARCH'ın kullanılması gerektirir.

Krstl hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D8'e bakınız.

5.3.12 PARK ELEKTRİK MADENCİLİK

Tablo 5.14 : Park Elektrik Madencilik İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	9.739797	Probability	0.000000
Obs*R-squared	44.81007	Probability	0.000000

Yukarıda ki istatistiki tablo ile, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile rahatlıkla reddedileceği sonucuna varılır. H_1 hipotezi ARCH

etkisinin bulunduğu söyler. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu, değişen varyansın yapısına uygun olarak tekrar tahmin edilir. Burada da Cuma ve Tatil günlerinin her ikisinin de katsayıları anlamlı çıktığı için her iki kukla değişken de modele dahil edilmiştir.

$$\text{PRKTE} = -0,000850 \quad (5.46)$$

$$(0,001954)$$

$$[-0,434958]$$

$$\sigma_t^2 = 0,0000195 + 0,115295u_{t-1}^2 + 0,785991\sigma_{t-1}^2 + 0,001429\text{TATİL} + 0,000700 \text{CUMA}$$

$$(0,0000842) \quad (0,029812) \quad (0,049457) \quad (0,000431) \quad (0,000247)$$

$$[0,231632] \quad [3,867375] \quad [15,89228] \quad [3,318511] \quad [2,829757]$$

$$(5.47)$$

Varyans denklemindeki sabit terim dışındaki tüm parametreler istatistiki olarak anlamlıdır. Bir gün önceki 1 birim öngörülme değişim bir sonraki gün volatilitesi 0,11; bir gün önceki 1 birim volatilitenin artışı ise sonraki gün volatilitesi 0,78 kadar artırır. GARCH ve ARCH katsayılar modelin getirdiği kısıta uygun olarak pozitifdir. Söz konusu bu iki katsayı toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,901286 değeri elde edilir ki bu da Prkte hisse senedi volatilitesinin sürekli olarak çok yüksek seyrettiğinin ve bu eğilimde kalıcılık olduğunun göstergesidir.

Tatil'e giriş Cuma gününe denk gelir ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 1) + \gamma_2 (\text{Tatil} = 1)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,0000195 + 0,0007 + 0,001429}{1 - 0,901286} \approx 0,0217$$

$$(5.48)$$

Eğer işlem günü Cuma değilse ve aynı zamanda ertesi gün Tatil değilse, uzun dönem ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma} = 0) + \gamma_2 (\text{Tatil} = 0)}{(1 - \alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,0000195}{1 - 0,901286} \approx 0,00019 \quad (5.49)$$

Yani Cuma ve Tatil günleri hisse senedinde ki volatilitiyi beklenildiği gibi arttırmaktadır ve Tatilin Cuma gününe denk geldiği günler bu hisse senedinde risk diğer günlere nazaran hemen hemen 100 kat fazla olmaktadır.

Prkte hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D9'a bakınız.

5.3.13 TURKCELL

Tablo 5.15 : Turkcell İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	5.537193	Probability	0.000057
Obs*R-squared	26.51716	Probability	0.000071

Tcell hisse senedinde de ARCH etkisi olduğu F-istatistik olasılığının 0,01'in bile çok altında olmasıyla ortaya çıkmıştır. Bu yüzden bu finansal varlığın sabit terime dayalı denklemi ardışık bağımlı koşullu değişken varyansa göre tekrar tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ancak sadece Cuma gününün katsayısı anlamlı çıktığı için Tatil modele dahil edilmez.

$$TCELL = 0,000199 \quad (5.50)$$

(0,001707)
[0,116299]

$$\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 = -0,0000763 + 0,155410 u_{t-1}^2 + 0,789714 \sigma_{t-1}^2 + 0,000910CUMA$$

(0,0000440) (0,031882) (0,040693) (0,000155)
[-1,735598] [4,874600] [19,40644] [5,867361]

(5.51)

Test sonucunda sabit terim dışında diğer üç parametrenin de %99 gibi yüksek bir güven düzeyinde bile varyans denklemi üstünde istatistiki olarak anlamlı olduğu görülmüştür. Varyansın pozitif çıkması için modelin getirdiği bir kısıt olan sabit teriminde 0'dan büyük olması gerektiği kuralının bu hisse senedinde de sağlanmadığı görülür. Söz konusu duruma rağmen gözlem periyodu içinde en küçük koşullu varyansın bile negatif değer vermemesi ve bu negatif sabit terimin denklem üstünde

istatistiki olarak etkisinin olmaması modelde bir değişime gidilmesi gerekliliğini ortadan kaldırır (bkz. EK E6).

GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,945124 değeri elde edilir. Yani bu finansal varlıkta da volatilité sürekli olarak çok yüksek seyreder ve bu eğilimin devamlılığı vardır. Hisse senedi getiri varyansında ki kalıcılığın %78'i bir önceki dönem volatilitésinden kaynaklanırken, bir dönem önceki beklenmeyen getirinin payı sadece %13'tür.

İşlem günü Cuma ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=1)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{-0,0000763 + 0,00091 (\text{Cuma}=1)}{1 - 0,945124} \approx 0,0151 \quad (5.52)$$

Eğer işlem günü Cuma değilse uzun dönem, ortalama varyans; sabit terimin 0'dan küçük olması sebebiyle negatif bir değer verir ve bu durum bir karşılaştırmada bulunmak için yine EGARCH'ın kullanılmasını gerektirir. Yalnız şu söylenebilir ki, beklentilere paralel bir şekilde Cuma günleri volatilités, diğer günlerde görülen dalgalanmalara nazaran daha fazladır.

Tcell hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D10'a bakınız.

5.3.14 VESTEL

Tablo 5.16 :Vestel İçin Arch Testi

ARCH Test:

F-statistic	3.718274	Probability	0.002592
Obs*R-squared	18.12745	Probability	0.002791

Yukarıda ki istatistiki tabloda çıkan sonuç, 5 gün gecikme ile kurulmuş en küçük kareler hataları ve hata terimleri kareleri arasında otokorelasyon olmadığını ifade eden H_0 hipotezinin LM testi ile rahatlıkla reddedileceğidir. H_1 hipotezi ARCH etkisinin bulunduğu söyler. Bu durumda sabit terime dayalı getiri denklemi koşullu,

değişen varyansın yapısına uygun olarak yeniden tahmin edilir. Cuma ve Tatil günleri etkisinin ikisi de tahmin denklemine konulur ama sadece katsayısı anlamlı bulunan modele dahil edildiğinden, katsayısı anlamsız bulunan Tatil denkleme konmaz.

$$\text{VESTL} = 0,000401 \quad (5.53)$$

$$(0,001498)$$

$$[0,267625]$$

$$\text{var}(u_t) = \sigma_t^2 = 0,000439 + 0,225762 u_{t-1}^2 + 0,384901 \sigma_{t-1}^2 + 0,000362 \text{CUMA}$$

$$(0,000156) \quad (0,056155) \quad (0,133691) \quad (0,000174)$$

$$[2,820123] \quad [4,020326] \quad [2,879036] \quad [2,085308]$$

$$(5.54)$$

Varyans denklemindeki tüm terimler %95 güven düzeyinde anlamlıdır. GARCH ve ARCH katsayıları toplandığında $(\alpha_1 + \beta_1)$ 0,610663 elde edilir ki bu değer portföy içinde ki diğer yatırım enstrümanları arasında hesaplanmış olan en düşük değerdir. Bu da, gelecek dönem getiri oranı varyansının isabetli kestirilmesini, portföydeki diğer varlıkların varyanslarının doğru öngörülmesine nazaran zorlaştırır. Bir başka deyişle t. dönem varyansının önceki dönemin bozucu terimi karesine ve varyansına olan bağıllığının daha kısa süreli devam ettiğini gösterir. Portföydeki çoğu finansal varlıkta olduğu gibi burada da Cuma günü etkisi mevcuttur, bu da Cuma gününü haftanın diğer günlerinden daha dalgalı olmasına neden olur.

İşlem günü Cuma ise uzun dönem denge varyansı:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=1)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,000439 + 0,000362 (\text{Cuma}=1)}{1 - 0,610663} \approx 0,0020 \quad (5.55)$$

Eğer işlem günü Cuma değilse uzun dönem, ortalama varyans:

$$h = \frac{\alpha_0 + \gamma_1 (\text{Cuma}=0)}{(1-\alpha_1 - \beta_1)} = \frac{0,000439}{1 - 0,610663} \approx 0,0011 \quad (5.56)$$

Buradan da Cuma etkisi ile varyansın %81 daha fazla çıktığı sonucu elde edilir.

Vestl hisse senedinin sabit ve ardışık bağımlı koşullu değişken varyans karşılaştırması için EK D11'e bakınız.

5.4. PORTFÖY VOLATİLİTE ve VaR HESABI

Önceki bölümde, iki döviz ve on iki hisse senedinden oluşan örnek portföyün finansal enstrümanlarının, örneklem süresi olan Temmuz 2001 ve Haziran 2003 dönemi boyunca getirilerinin ARCH ile modellenip modellenemeyeceği, gösterdiği dalgalanma yapısı ve boyutu tek tek incelendi; sabit varyansla karşılaştırmaları yapıldı. Ayrıca Cuma, Tatil günlerinin ne derecede etkili olduğu araştırıldı. Bu bölümde ise sıra, portföye bir bütün olarak bakmaya yani portföyün varyansını, ardından da Riske Maruz Değerini hesaplamaya gelmiştir. Riske Maruz Değere ulaşmak için portföy yapısına uygun olan, getirilerin risk faktörlerinin doğrusal bir fonksiyonu olduğu varsayımını yapan Delta-Normal metodu uygulanacağından portföy varyansı ölçümü için aşağıdaki denklem kullanılacaktır (bkz. (3.9). denklem).

$$\sigma_p^2 = [w_1 \cdot w_2 \dots w_{14}] \cdot \begin{bmatrix} \sigma_1^2 & \sigma_{1,2} & \dots & \sigma_{1,14} \\ \dots & \dots & \dots & \dots \\ \sigma_{14,1} & \sigma_{14,2} & \dots & \sigma_{14}^2 \end{bmatrix} \cdot \begin{bmatrix} w_1 \\ \dots \\ w_{14} \end{bmatrix} \quad (5.57)$$

Finansal varlıkların portföy içindeki ağırlıklar¹⁶ matrisi, bu matrisin transpozesi ve portföyü meydana getiren enstrümanların varyans-kovaryans matrislerinin çarpımından oluşan yukarıda ki denklem, gözlem periyodu içinden seçilmiş örnek beş tarih için elli gün geriye gidilerek uygulanır. Bu beş dönemden, üç tanesinde (28.08.01-05.11.01; 18.09.02-26.11.02; 02.01.03-12.03.03) finansal varlıkların çoğunun GARCH'larının yüksek dalgalanma gösterdiği, diğer ikisinin (22.03.02-30.05.02; 12.03.03-20.05.03) ise daha sakin olduğu dönemler olduğunu belirtmekte yarar vardır (bkz. EK G). GARCH yolu ile bulunan portföy varyansını daha iyi yorumlayabilmek için aynı zamanda standart yöntemle de söz konusu beş dönem için portföy varyansları hesaplanır. Mevcut portföyün bugünkü değerinin 1 Trilyon,

¹⁶ Ampirik çalışmada kullanılan finansal varlıkların portföyde içinde kapladıkları yer için bkz. EK B.

portföyü elde tutma süresi ve güven düzeyi olarak da yasal düzenlemeci kurumların getirdiği standartlar olan 10 gün ve %99 değerlerinin kullanılması sonucu bulunan VaR değerleri aşağıda gösterilmektedir.

i. Birinci Dönem (28.08.01 - 05.11.01) :

Standart yöntemle yani varyans-kovaryans matrisinde yer alan varyans değerlerinin örneklem dönem içinde değişmediği ve sabit varsayıldığı standart hesaplama yolu ile portföy varyansı 0,0006 bulunurken, matris köşegeni üzerinde sabit varyans değerlerinin o tarihteki GARCH'ları ile değiştirildiğinde portföy varyans değeri 0,00056 bulunur.

$$VaR_{\text{standart}} = \alpha \cdot \sigma_{\text{standart}} \cdot \sqrt{\Delta t} \cdot V_0 \quad (5.58)$$

$$VaR_{\text{standart}} = 2,33 \cdot \sqrt{0,0006} \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl.} = 17.670.720.000 \text{ TL.} \quad (5.59)$$

Yukarıda ki matematiksel ifadenin finansal yorumu ise; mevcut portföyün 10 gün sonunda %99 ihtimalle en çok 17.670.720.000 TL. zarara uğrayacaktır. Bu durumda tutulması gereken sermaye miktarı; hesaplanan Var'ın koşullara göre değişen BIS faktörü ile çarpımına eşittir. En optimistik hesaplama bu da 53.012.160.000 TL.'ye (17.670.720.000 TL . 3) denk gelir.

$$VaR_{\text{değişken}} = \alpha \cdot \sigma_{\text{GARCH}} \cdot \sqrt{\Delta t} \cdot V_0 \quad (5.60)$$

$$VaR_{\text{değişken}} = 2,33 \cdot \sqrt{0,00056} \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl.} = 16.934.440.000 \text{ TL.} \quad (5.61)$$

Burada ise tutulması gerekli sermaye miktarı VaR'ın yine aynı faktörle çarpım sonucu 50.803.320.000 TL'dir.

Bu örneklem dönemde iki ayrı şekilde hesaplanan VaR'lar şunu göstermektedir ki; eğer standart yöntemle dayalı bir Risk Yönetimi stratejisi uygulanırsa %4,3 kadar fazladan sermaye tutulur.

ii. İkinci Dönem (22.03.02 - 30.05.02) :

Söz konusu dönem içinde on dört finansal enstrümanın varyanslarının sabit olduğu varsayımı ile portföy varyansının aldığı değer 0,0002082 iken, varyansların ardışık bağılanımlı koşullu değişken olduğu durumda portföy varyansının aldığı değer 0,0002198'dir.

$$VaR_{\text{standart}} = 2,33 \cdot 0,00144 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 10.602.432.000 \text{ TL.} \quad (5.62)$$

Mevcut portföy 10 gün elde tutulması sonucunda %99 ihtimalle en çok 10.602.432.000 TL. zarara uğrayacaktır. Bu durumda tutulması gerekli sermaye miktarı 31.807.296.000 TL.'dir.

$$VaR_{\text{değişken}} = 2,33 \cdot 0,00148 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 10.896.944.000 \text{ TL.} \quad (5.35)$$

Getiri varyansları ardışık bağılanımlı koşullu değişken yapı ile modellenirse; portföy 10 gün elde tutulması sonucunda %99 ihtimalle en çok 10.896.944.000 TL. zarara uğrayacaktır ve gereken sermaye miktarı 32.690.832.000 TL olur.

Yani eğer risk yöneticisi standart yöntemle VaR hesaplırsa tutulması gereken sermayeden %2.7 daha az sermaye tutar ki bu da riskli bir duruma işaretir.

iii. Üçüncü Dönem (18.09.02 - 26.11.02) :

Bu dönemde standart yöntemle portföy varyansı 0,000754, değişken varyansla bulunan değer 0,000733 olmuştur.

$$VaR_{\text{standart}} = 2,33 \cdot 0,0274 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 201.740.720.000 \text{ TL.} \quad (5.63)$$

Burada tutulması gerekli sermaye miktarı VaR'ın yine 3 faktörüyle çarpımı sonucu 605.222.160.000 TL.'ye eşit olur.

$$VaR_{\text{değişken}} = 2,33 \cdot 0,027 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 198.795.600.000 \text{ TL.} \quad (5.64)$$

Getiri varyansları ardışık bağılanımlı koşullu değişken yapı ile modellenirse; portföy 10 gün elde tutulması sonucunda %99 ihtimalle en çok 198.795.600.000 TL.

zarara uğrayacaktır ve buna karşılık tutulması gereken sermaye miktarı 596.386.800 TL.'dir.

Bu örneklem dönemde iki ayrı şekilde hesaplanan VaR'lar şunu göstermektedir ki; eğer standart yöntemle dayalı bir Risk Yönetimi stratejisi uygulanırsa %1,4 kadar fazladan sermaye tutulur.

iv. Dördüncü Dönem (02.01.03 - 12.03.03) :

Portföy içinde ki finansal varlıkların çoğunun GARCH'lerinin yüksek dalgalanma gösterdiği bu dönemde, standart yöntemle portföy varyansı 0,000768; değişken varyansla ise 0,000728 bulunmuştur.

$$VaR_{\text{standart}} = 2,33 \cdot 0,0277 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 203.949.560.000 \text{ TL.} \quad (5.65)$$

Tutulması gerekli sermaye miktarı VaR'ın yine 3 faktörüyle çarpımı sonucu 611.848.680.000 TL.'ye denk gelir.

$$VaR_{\text{değişken}} = 2,33 \cdot 0,0269 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 198.659.205.000 \text{ TL.} \quad (5.66)$$

Burada ise tutulması gerekli sermaye miktarı VaR'ın yine aynı faktörle çarpım sonucu 595.977.2615.000 TL'dir.

1. ve 3. dönemlerde olduğu gibi bu dönemde de standart yöntemle hesaplanan VaR ve dolayısıyla elde tutulması gerekli sermaye miktarı finansal varlıkların getiri varyanslarının GARCH ile modellenmesine göre daha yüksek bir değer vermektedir.

v. Beşinci Dönem (12.03.03 - 20.05.03) :

Örneklem olan bu son dönemde finansal enstrümanın varyanslarının sabit olduğu varsayımı ile portföy varyansının aldığı değer 0,000179 iken, varyansların ardışık bağımlı koşullu değişken olduğu durumda portföy varyansının aldığı değer 0,000182'dir.

$$VaR_{\text{standart}} = 2,33 \cdot 0,0133 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 97.925.240.000 \text{ TL.} \quad (5.67)$$

Mevcut portföy 10 gün elde tutulması sonucunda %99 ihtimalle en çok 97.925.240.000 TL. zarara uğrayacaktır. Bu durumda tutulması gerekli sermaye miktarı 293.775.720.000 TL.'dir.

$$VaR_{\text{değişken}} = 2,33 \cdot 0,0134 \cdot \sqrt{10} \cdot 1 \text{ Trl} = 99.329.602.000 \text{ TL.} \quad (5.68)$$

Getiri varyansları ardışık bağımlı koşullu değişken yapı ile modellenirse; portföy 10 gün elde tutulması sonucunda %99 ihtimalle en çok 99.329.602.000 TL. zarara uğrayacaktır ve buna karşılık tutulması gereken sermaye miktarı 297.988.806.000 TL.'dir.

Bu son örneklem dönemde de 2. dönemde olduğu gibi standart yöntemle hesaplanan VaR, değişken yapı ile hesaplanan VaR'dan daha düşüktür ki bu da gerekenden az sermaye tutulmasına neden olur.

Tablo 5.17 : Portföy VaR'ları Karşılaştırmaları

ÖRNEKLEM DÖNEMLER	VaR_{standart}	VaR_{değişken}
28.08.01 - 05.11.01 (volatil)	17.670.720.000 TL.	16.934.440.000 TL.
22.03.02 – 30.05.02 (durağan)	10.602.432.000 TL.	10.896.944.000 TL.
18.09.02 - 26.11.02 (volatil)	201.740.720.000 TL.	198.795.600.000 TL.
02.01.03 - 12.03.03 (volatil)	203.949.560.000 TL.	198.659.205.000 TL.
12.03.03 - 20.05.03 (durağan)	97.925.240.000 TL.	99.329.602.000 TL.

SONUÇ

Dünyada son yirmi beş yılda, evrensellik yönünde atılmış büyük adımlar, kutuplaşmaların azalması, yaşanan küreselleşme insanlık için birçok avantaj sağlamışken, daha önceden varolmayan bazı dezavantajları da beraberinde getirmiştir. Bunlardan biri; bireysel ve kurumsal yatırımcıların, finansal ve finansal olmayan kurumların çeşitliği artmış risklere karşı daha kırılgan ve duyarlı hale gelmiş olmalarıdır. Yakın geçmişte, hem uluslararası alanda hem de ülkemizde sağlam ve büyük olduğu düşünülen bazı firmaların iflasları gibi, bu konuya somut örnek oluşturabilecek birçok vaka yaşanmıştır. Bu yüzden başta uluslararası düzenleyici ve denetleyici kurumlar olmak üzere, yerel finansal firmalar için de ‘Risk Yönetimi’ ve risk ölçümünün önemi ve gerekliliği artmıştır. Geleneksel risk ölçüm modelleri üstüne 1994 yılında geliştirilmiş olan ‘Riske Maruz Değer’ (VaR) sisteminin, günümüzde finansal kurumlar tarafından risk ölçüm aracı olarak kullanılması standart hale getirilmiştir.

Dünya finans piyasasında yaşanan bu gelişmelere paralel ülkemizde de ‘Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu’ (BDDK) tarafından ilk defa 8 Şubat 2001’de “ İç Denetim ve Risk Yönetimi Sistemleri ” adlı yönetmelikle VaR metodolojisinden bahsedilmiş; Ocak 2002’de “Bankaların Sermaye Yeterliliği Ölçülmesi ve Değerlendirilmesi” ismi altında yayınlanan yönetmelikte ise, VaR’ın standart bir risk ölçüm aracı olarak kullanılmasının koşulları ayrıntılarıyla açıklanmıştır. VaR; oluşturulmuş bir portföyün belli bir zaman dilimi içinde, normal piyasa koşulları altında toplam olarak en çok ne kadar kayba maruz kalabileceğini önceden saptanmış bir güven aralığı dahilinde parasal olarak ifade eder. Böylece bilindik Sermaye Yeterliliği Rasyosu yerine, tutulması gerekli asıl sermaye miktarını belirler. VaR’ın bazı kısıtlayıcı faktörleri olmasına rağmen, üstüne daha etkin bir yöntem bulunamamış ve metodoloji dünya çapında yaygın olarak kullanılmaktadır. VaR yaygınlaştıkça ilk geliştirilme amacı olan piyasa riski ölçümü dışında kredi riski, likidite riski veya olağandışı durumları da kapsayacak şekilde geliştirilmiştir.

Bu çalışmada öncelikle, VaR'ın piyasa riski ölçümü konusu ve teknikleri ele alınmıştır. Bu teknikler içinden Delta-Normal metodun, uygulama için oluşturulmuş portföyün riskinin ölçümünde kullanılmasının doğru olduğu kararına varılmıştır. Ampirik portföy, İMKB'ye kote olmuş on iki firmanın hisse senedinden, dolar ve euro'dan oluşmaktadır. Bu ondört yatırım aracı için gözlemlenmiş özellikler, yüksek frekanslı finansal verilerde ortaya çıkan özelliklerle aynıdır. Hepsinde getiri serilerinin normal dağılmadığı, otokorelasyonun ve değişken varyansın birlikte olduğu görülmüştür. Bu yüzden getiri serileri 'Genelleştirilmiş Ardışık Bağımlı, Koşullu Değişken Varyans' (GARCH) tekniğiyle modellenmiştir. Elde edilen ortak sonuç; yatırım araçlarında görülen volatilitenin çok büyük kısmının önceki gün yaşanmış dalgalanmadan kaynaklandığı ve yüksek kalıcılık etkisini barındırdığı şeklindedir. Bu da skolastik eğilimin azalacağı ve spekülatif hareketlerin yaygınlaşabileceği tarzında yorum yapılmasını sağlar. Sözü edilmiş ortak özellikler dışında, bir finansal varlık (Arc1k) için volatilité ile GARCH katsayısı arasında ve bazı finansal varlıklar (Euro, Finbn, Garan, Krstl, Tcell) için de volatilité ve sabit katsayı arasında beklenen pozitif yönlü ilişkinin sağlanmadığı görülmüştür. Bu noktada çalışmanın kapsamını aşan EGARCH veya TARARCH gibi tekniklerin kullanılmasını gerektiğini söylemekte yarar vardır. Uygulama sonucunda, Cuma ve Tatil günleri etkisi görülen tüm finansal enstrümanlarda beklenildiği gibi volatilitenin diğer günlere nazaran yüksek olduğu kanıtlanmıştır. Portföyün geneli açısından bakıldığında ise; dalgalanmanın yüksek seyrettiği dönemlerde GARCH ile modellenerek bulunan VaR değerlerinin, varyansın sabit olduğu varsayımı ile bulunan VaR değerlerinden düşük çıktığı; portföyün genelinde nispeten durağan bir havanın yaşandığı periyotlarda ise GARCH ile modellenerek bulunan VaR değerlerinin, varyansın sabit olduğu varsayımı ile bulunan VaR değerlerinden yüksek çıktığı sonuçları elde edilmiştir. Portföyün geneli açısından bulunan son iki sonuç, GARCH yaklaşımının gerçek yaşamda ki riskleri daha iyi ölçeceği ve buna uygun VaR değerleri üreteceği yönünde ki beklentilere ters düşmektedir. Burada, volatilitenin yüksek olduğu dönemlerde GARCH modeli portföy varyanslarının ve dolayısıyla VaR'larının, varyansın sabit olduğu varsayımı ile bulunan portföy varyanslarından ve dolayısıyla VaR değerlerinden beklentilerin aksine düşük bulunmasının nedeni araştırıldığında, problemin bu çalışmada yalnızca varyansların GARCH modellemesine tabi tutulduğu, kovaryansların modellenmemiş olmasından

kaynaklandığı görülmüştür. Yani kovaryanslar modellenmediği için, volatilitenin yüksek olduğu dönemlerde; GARCH temelli varyanslar yükselirken kovaryanslar sabit kalır, korelasyon azalır ve böylece VaR değeri düşer. Tersinden bakılacak olursa, volatilitenin düşük olduğu dönemlerde; kovaryansların modellenmemiş olması GARCH temelli varyansları düşürür, kovaryansları yine sabit bırakır, korelasyonu artırır ve böylece VaR değerini yükseltir. Bu sonuçlar da, çalışmanın şu aşamada kapsamını aşan, ARCH'ın geliştirilmiş hallerinden biri olan M-GARCH tekniği ile kovaryans modellemesine gidilmesi gerekliliğini göstermektedir.

Özetle bu çalışma, finans piyasasında belirsizliğin bir ölçütü olan volatilitenin nasıl hesaplanacağı, yüksek frekans ve geniş volatilitenin varlığı sırasında modellemenin nasıl olacağı ve gelecek dönem riskinin ne olacağı sorularını oldukça yeni sayılabilecek teknikler kullanmak esasına dayanarak cevaplandırmıştır. Böylece finansal varlıkların gelecek dönem volatilité hareketleri daha belirgin hale getirilmiştir.

KAYNAKLAR

Acerbi, Carlo; Claudio Nardio and Carlo Sirtori, 2001. “ Expected Shortfall as A Tool for Financial Risk Management ”, Adaxbank, Februaury, Milano.

Active Arařtırma Grubu, 1999. “ 21.yy.’a Girerken Finansal Risklerin Ölçümü ”, Active Bankacılık ve Finans Dergisi, Sayı:9, İstanbul, Ekim-Kasım.

Active Arařtırma Grubu, 2000. “ Bankalarda Performans ve Risk Yönetimi: Analitik Bir Çerçeve ”, Active Bankacılık ve Finans Dergisi, Sayı:15, İstanbul, Ekim-Kasım.

Aksel, H. Kaan, 2001. “ Riske Maruz Deęerin Özellikleri ”, Active Bankacılık ve Finans Dergisi, Sayı:17, İstanbul, Mart-Nisan.

Alexander, Carol, 1996. Volatility and Correlation Forecasting in Handbook of Financial Risk Management, New York: Wiley, pp.233-260.

Alexander, Carol, 1998. Risk Management and Analysis: Measuring and Modelling Financial Risk , John Wiley and Sons, England. www.ismacentre.rdg.ac.uk

Basle Committee on Banking Supervision (BCBS), 1997. “ Advanced Supervisory Methods ”, Basle April.

Berkowitz and O’Brien, 2001. “ How Accurate Are The Value at Risk Models at Commercial Banks? ”, BCBS Working Paper, Board of Governors of The Federal Reserve System.

Bollerslev, Tim, 1986. “ Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity ”, Journal of Econometrics, vol.31, pp.307-327.

Bollerslev, Tim, 1990. “ Modelling The Coherence in Short-Run Nominal Exchange Rates: A Multivariate Generalized ARCH Model ”, Review of Economics and Statistics, vol. 72, pp. 498-505.

Bollerslev, Tim; F. Robert Engle and J. M. Wooldridge, 1988. “ A Capital Asset pricing Model with Time Varying Covariances ”, Journal of Political Economy, vol. 96, pp. 116-131.

Borsa Terimleri Sözlüğü, 1999. İMKB Yayını.

Christoffersen, Peter and Francis X. Diebold, 2000. “ How Relevant Is Volatility Forecasting for Financial Risk Management? ”, Review of Economics and Statistics, vol. 82, pp. 12-22.

Christoffersen, Peter; Jinyong Hahn and Atsushi Inoue, 2001. " Testing and Comparing Value-at-Risk Measures ", *Journal of Empirical Finance* 8(3), July, 325-342.

Cromwell, J. B.; W. C. Labys and M. Terraza, 1994. *Univariate Tests for Time Series Models*, Sage Publications, London.

Çıtak, Serdar, 1999. *Geleneksel Risk Yönetiminden Programlanmış Menkul Kıymet İşlemlerine*, Dünya Yayınları, İstanbul.

Danielsson, Jon and Casper G. de Vries, 2000. " Value-at-Risk and Extreme Returns ", *Annales d' Economie et de Statistique*, vol.60, pp.239-70.

Davis, Alfred H.R. and Henri Fouda, 1999. " An Augmented Value at Risk Approach to Risk Management ", *Canadian Journal of Administrative Sciences*, vol. 16, issue 3, September.

Ding, Zhuanxian and F. Robert Engle, 2001. " Large Scale Conditional Covariance Matrix Modelling, Estimation and Testing ", *Academia Economic Papers*, vol.29, no. 2, pp. 157-184.

Dowd, Kevin, 1999. *Beyond Value at Risk: The New Science of Risk Management*, John Wiley and Sons.

Dowd, Kevin; David Blake and Andrew Cairns, 2001. " Long-term Value at Risk ", June, www.nottingham.ac.uk/business/cris/cris.htm.

Enders, Walter, 1995. *Applied Econometric Time Series*, John Wiley and Sons, Inc.

Engle, F. Robert, 1982. " Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation ", *Econometrica*, vol.50, pp. 987-1008.

Engle, F. Robert, 1983. " Estimates of The Variance of United States Inflation Based on the ARCH Model ", *Journal of Money, Credit and Banking*, pp.286-301.

Engle, F. Robert, 2002. " Dynamic Conditional Correlation: A Simple Class of Multivariate GARCH Models ", *Journal of Business and Economic Statistics*, January.

Engle, F. Robert and Jozeph Mezrich, 1996. " GARCH for Groups ", *Risk*, August, vol.9, no. 8, pp. 36-40.

Engle, F. Robert and Simone Manganelli, 2002. " Conditional Autoregressive VaR by Regression Quantiles (CAViaR) ", July.

Fabozzi, J. Frank; Franco Modigliani and Michael G. Ferri, 1994. *Foundations of Financial Markets and Institutions*, Englewood Cliffs, NJ Prentice Hall.

Fallon, W., 1996. Calculating Value-at-Risk, Wharton School Financial Institutions Center Working Paper.

Granger, C. W. and S. H. Poon, 2001. “ Forecasting Financial Market Volatility: A Review ”, Department of Economics, UCSD.

Greuning, Van Hennie and Sonja Brajovic Bratonovic, 2000. Analyzing Banking Risk: A Framework for Assessing Corporate Governance and Financial Risk Management.

Güneş, Hurşit ve Burak Saltoğlu, 1998. İMKB Getiri Volatilitesinin Makroekonomik Konjonktür Bağlamında İrdelenmesi, İMKB Yayını.

Jamshidian, F. and Y. Zhu, 1996. “ Scenario Simulation Model for Risk Management Capital Market Strategies ”, December.

Jorion, Phillippe, 1997. Value At Risk: A New Benchmark for Controlling Market Risk, New York, McGraw-Hill.

Jorion, Phillippe, 2002. “How Informative are VaR Disclosures?”, www.gsm.uci.edu/~jorion/papers ,October.

Koç Bankası Risk Yönetimi Grubu, 2001. “ Örneklerle Riske Maruz Değer Yöntemi ”, Active Bankacılık ve Finans Dergisi, Sayı:18, İstanbul, Mayıs-Haziran.

Kroner, K. F. and S. Claessens, 1991. “ Optimal Dynamic Hedging Portfolios and The Currency Composition of External Debt ”, Journal of International Money and Finance, vol. 10, pp. 131-148.

Linsmeier, J. Thomas and D. Neil Pearson, 1996. Risk Measurement: An Introduction to VaR, University of Illinois at Urbana.

Reilly, K. Frank, 1989. Investment Analysis and Portfolio Management, The Dryden Press, Chicago.

Salman, Ferhan, 1999. “ Risk-Return-Volume Relationship in an Emerging Stock Market ”, www.tcmb.gov.tr/yayınlar

Sevil, Güven, 2001. Finansal Risk Yönetimi Çerçevesinde Piyasa Volatilitesinin Tahmini ve Portföy VaR Hesaplamaları, Eskişehir Anadolu Üniversitesi Yayınları, No:1323.

Penza, Pietro and Vipul K. Banzal, 2001. Measuring Market Risk with VaR, John Wiley, New York.

Wilson, C. Tom, 1996. Calculating Risk Capital, In The Handbook of The Risk Management and Analysis.

www.bis.org

EKLER

EK A :

Tablo A.1 : BIS Tablosu

1 Yıl İçinde İhlallerin Sayısı (Kayıp > VaR)	% 99 VaR Sisteminde Bu Sayıdaki İhlallerin İhtimali	BIS Bölgeleri	BIS Çarpanı
0-4	%89.21	Yeşil	3
5	%6.7	-	3.4
6	%2.7	Sarı	3.5
7	%1	-	3.7
8	%0.3	-	3.8
9	%0.08	-	3.9
10 veya üzeri	%0.01	Kırmızı	4

Kaynak : BIS web sitesi

EK B : Portföyü Oluşturan Finansal Varlıkların Gösterimi ve Data Seti

Portföyün %72'sini hisse senetleri, geri kalan %28'ni ise 2 döviz varlığı oluşturuyor. Döviz olarak Amerikan Doları ve Euro alınmıştır çünkü Amerikan ekonomisi hala dünyanın en büyük ekonomilerinden biridir ve para piyasalarını 2000 yılı başında tek bir para birimi altında birleştiren Avrupa'da onun en güçlü rakibidir. Aşağıda ismi geçen 12 hisse senedinden bir tanesi (Park Elektrik Madencilik) hariç hepsi İMKB-30'da işlem gören menkul kıymetlerdir. Bu hisse senetlerin portföye alınmasının nedeni; 2002 yılında ve 2003'ün ilk yarısında yüksek kar açıklamış olmalarından, yabancıların ve fonların alım için tercih etmelerinden ve şirket bilançolarının güçlü olmasından ileri gelir. Bilançoları Net Karlılık, Likidite Oranı ve Net Satış değerlerine bakılarak yorumlandı.

		<u>AĞIRLIKLARI</u>
1. Amerikan Doları	USD	0,14
2. Euro	EURO	0,14
3. Arçelik	ARCLK	0,06
4. Brisa Kimya Petrol	BRISA	0,06
5. Ereğli Demir Çelik	EREGL	0,06
6. Finansbank	FINBN	0,06
7. Garanti Bankası	GARAN	0,06
8. Hürriyet Gazetecilik	HURGZ	0,06
9. İş Bankası (C)	ISCTR	0,06
10. Koç Holding	KCHOL	0,06
11. Kristal Kola	KRSTL	0,06
12. Park Elektrik Madencilik	PRKTE	0,06
13. Tüccell	TCELL	0,06
14. Vestel	VESTL	0,06

Tablo B.1 : Portföyde Yer Alan İlk Yedi Varlığın Gözlem Dönemi İçinde Gün Sonu Kapanış Fiyatları

TARİH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
02.07.2001	1.251.537	1.057.799	2331	24384	14750	1588	2088
03.07.2001	1.269.895	1.079.157	2243	24384	14500	1491	2025
04.07.2001	1.272.204	1.074.631	2243	23990	14500	1452	2057
05.07.2001	1.273.992	1.073.083	2309	23597	14500	1433	2025
06.07.2001	1.329.379	1.116.147	2133	22810	13250	1317	1804
09.07.2001	1.301.036	1.100.286	2045	22417	13250	1239	1740
10.07.2001	1.302.393	1.112.504	1891	22024	12250	1142	1551
11.07.2001	1.335.999	1.150.829	1737	20451	11000	1046	1456
12.07.2001	1.327.656	1.133.553	1759	22417	11750	1142	1693
13.07.2001	1.325.451	1.131.007	1759	22024	11000	1336	1930
16.07.2001	1.366.647	1.172.857	1715	20844	11250	1278	1939
17.07.2001	1.482.571	1.263.002	1671	21237	10500	1201	1802
18.07.2001	1.363.668	1.176.436	1759	21631	11000	1278	2008
19.07.2001	1.328.831	1.159.803	1913	22417	11250	1394	2099
20.07.2001	1.309.072	1.147.794	1979	23597	11250	1452	2122
23.07.2001	1.315.402	1.141.637	2001	23204	11750	1414	2099
24.07.2001	1.305.571	1.136.499	2001	23204	12000	1375	2053
25.07.2001	1.316.431	1.156.879	1891	22024	11250	1297	1917
26.07.2001	1.312.123	1.150.207	1957	22810	11750	1297	2008
27.07.2001	1.318.725	1.156.917	1913	22417	11500	1297	1962
30.07.2001	1.319.881	1.155.424	1935	24384	11750	1278	2008
31.07.2001	1.323.108	1.158.778	1935	23990	11750	1259	2008
01.08.2001	1.326.319	1.168.355	2001	23990	12000	1278	1985
02.08.2001	1.334.127	1.172.965	1935	24384	11750	1259	1894
03.08.2001	1.334.314	1.175.398	1979	23567	12000	1239	1894
06.08.2001	1.345.904	1.184.260	1913	22810	11500	1220	1871
07.08.2001	1.353.015	1.187.000	1891	22417	11000	1142	1780
08.08.2001	1.367.840	1.199.321	1869	22417	11000	1104	1711
09.08.2001	1.376.313	1.219.688	1781	22810	11000	1104	1620
10.08.2001	1.379.018	1.233.117	1781	22417	11000	1084	1643
13.08.2001	1.393.846	1.253.208	1671	22024	10750	1065	1666
14.08.2001	1.465.059	1.314.304	1671	21631	10750	1026	1643
15.08.2001	1.478.535	1.347.241	1737	22024	11000	1084	1688
16.08.2001	1.453.969	1.328.346	1803	22810	11500	1123	1825
17.08.2001	1.416.832	1.295.976	1803	22417	12500	1162	1894
20.08.2001	1.418.465	1.297.328	1759	22024	12750	1123	1848
21.08.2001	1.432.228	1.308.197	1803	21237	13000	1123	1894
22.08.2001	1.453.224	1.338.565	1825	21237	12750	1123	1894
23.08.2001	1.465.478	1.336.076	1869	22417	13250	1123	1962
24.08.2001	1.441.423	1.312.415	1913	23204	13750	1142	1917
27.08.2001	1.418.216	1.289.158	1957	23204	15500	1162	1939
28.08.2001	1.400.893	1.266.408	1935	22810	14750	1123	1962
29.08.2001	1.368.548	1.247.842	1913	22810	14250	1065	1894
31.08.2001	1.358.232	1.242.375	1913	22417	14250	1026	1871
03.09.2001	1.377.862	1.250.134	1847	22024	13750	1007	1825
04.09.2001	1.419.644	1.273.705	1803	21237	13500	988	1825
05.09.2001	1.408.030	1.251.457	1847	20844	13750	929	1825
06.09.2001	1.390.015	1.230.024	1847	21237	14500	910	1848
07.09.2001	1.400.927	1.257.753	1847	20844	14000	949	1894
10.09.2001	1.421.809	1.285.316	1803	20844	13750	929	1985
11.09.2001	1.422.009	1.275.116	1781	20451	13250	910	1917

TARIH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
13.09.2001	1.465.740	1.328.546	1605	18484	12250	775	1802
14.09.2001	1.481.539	1.367.905	1517	17698	12000	705	1711
17.09.2001	1.535.857	1.421.589	1451	17698	12000	658	1597
18.09.2001	1.490.086	1.377.882	1451	17501	11750	635	1437
19.09.2001	1.491.023	1.380.687	1473	18091	12500	651	1415
20.09.2001	1.514.658	1.404.239	1407	17304	12000	620	1301
21.09.2001	1.526.978	1.404.515	1429	16321	11750	596	1186
24.09.2001	1.550.358	1.420.749	1495	16715	12250	604	1209
25.09.2001	1.547.055	1.419.732	1473	16321	12000	612	1209
26.09.2001	1.539.535	1.418.527	1451	15731	12250	589	1118
27.09.2001	1.532.969	1.410.638	1429	15535	12500	573	1095
28.09.2001	1.519.666	1.388.061	1429	15535	13250	581	1141
01.10.2001	1.542.719	1.410.508	1473	15731	13000	589	1209
02.10.2001	1.559.478	1.431.445	1473	16125	13000	581	1209
03.10.2001	1.574.106	1.450.696	1407	15928	13000	558	1186
04.10.2001	1.585.105	1.446.250	1451	15928	13250	565	1209
05.10.2001	1.575.296	1.448.642	1429	15928	12500	542	1186
08.10.2001	1.611.975	1.484.468	1451	15928	12500	496	1186
09.10.2001	1.620.575	1.489.308	1495	16125	12750	534	1186
10.10.2001	1.636.931	1.496.482	1583	17108	13750	581	1209
11.10.2001	1.590.224	1.436.450	1693	18878	14500	604	1301
12.10.2001	1.584.717	1.433.217	1715	17894	14000	565	1209
15.10.2001	1.596.005	1.450.928	1781	18091	14250	573	1209
16.10.2001	1.622.272	1.468.156	1781	18288	14500	573	1301
17.10.2001	1.627.457	1.468.617	1891	19074	15000	596	1301
18.10.2001	1.622.748	1.465.341	1825	18878	14250	589	1301
19.10.2001	1.636.942	1.474.557	1869	18681	14000	573	1278
22.10.2001	1.621.733	1.453.884	1957	19271	14250	666	1392
23.10.2001	1.603.378	1.426.044	1979	19468	14750	705	1437
24.10.2001	1.598.128	1.424.731	1935	19664	14500	713	1437
25.10.2001	1.608.741	1.429.849	1935	19468	14500	689	1369
26.10.2001	1.591.848	1.418.815	2067	20057	16250	713	1483
30.10.2001	1.589.727	1.442.836	2309	20451	15750	697	1460
31.10.2001	1.587.404	1.433.743	2309	20451	16000	689	1460
01.11.2001	1.565.645	1.426.303	2254	19664	16000	666	1415
02.11.2001	1.560.603	1.413.594	2419	20451	17500	682	1460
05.11.2001	1.550.340	1.389.725	2474	20844	17250	689	1506
06.11.2001	1.533.989	1.374.761	2419	21631	17000	705	1551
07.11.2001	1.547.020	1.394.639	2254	22024	17250	682	1506
08.11.2001	1.537.868	1.379.006	2309	23597	16750	689	1506
09.11.2001	1.549.775	1.383.484	2254	23204	15500	651	1460
12.11.2001	1.554.155	1.386.307	2254	24777	16250	658	1460
13.11.2001	1.556.135	1.375.156	2254	23990	15750	658	1460
14.11.2001	1.532.981	1.347.031	2419	24384	16250	736	1551
15.11.2001	1.515.348	1.337.295	2584	25563	17000	759	1780
16.11.2001	1.503.550	1.329.890	2584	23990	17250	759	1780
19.11.2001	1.471.279	1.293.401	2804	25170	18250	852	2008
20.11.2001	1.457.371	1.284.235	2639	25170	17750	813	2031
21.11.2001	1.484.773	1.305.264	2639	23990	16500	833	2053
22.11.2001	1.492.376	1.309.858	2694	24777	16750	852	2099
23.11.2001	1.484.714	1.307.439	2639	23990	16750	833	2031
26.11.2001	1.472.002	1.297.717	2694	24777	16750	871	2099
27.11.2001	1.469.307	1.290.934	2584	23990	16250	852	2031
28.11.2001	1.474.875	1.302.020	2529	22417	15500	794	1894

TARİH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
29.11.2001	1.484.545	1.321.096	2474	22024	15500	852	1734
30.11.2001	1.473.969	1.313.601	2639	22810	16500	891	1917
03.12.2001	1.482.296	1.322.949	2584	22810	15750	871	1917
04.12.2001	1.470.723	1.309.827	2529	22024	16500	833	1848
05.12.2001	1.449.681	1.292.680	2694	22810	17250	871	1985
06.12.2001	1.446.405	1.285.854	2968	24384	17750	891	2076
07.12.2001	1.444.686	1.288.515	3023	24777	18250	929	2053
10.12.2001	1.438.437	1.273.448	3133	24384	17250	929	2053
11.12.2001	1.430.059	1.273.896	3133	23597	17500	910	2008
12.12.2001	1.423.205	1.271.634	3243	24384	17750	910	2008
13.12.2001	1.402.181	1.259.440	3133	23990	17500	910	2008
14.12.2001	1.427.863	1.288.789	3298	24384	17250	949	2008
19.12.2001	1.461.417	1.313.375	3188	23990	17250	929	2099
20.12.2001	1.473.568	1.321.790	3188	23597	17000	929	2122
21.12.2001	1.471.646	1.314.610	3243	23204	17250	910	2099
24.12.2001	1.464.686	1.285.701	3188	23204	17250	910	2053
25.12.2001	1.443.980	1.271.136	3243	23597	17500	891	2076
26.12.2001	1.448.816	1.271.047	3243	24777	18000	929	2099
27.12.2001	1.433.199	1.365.229	3408	26350	18500	968	2282
28.12.2001	1.439.567	1.268.115	3353	26743	18250	968	2419
02.01.2002	1.440.765	1.303.172	3408	27137	18250	1026	2601
03.01.2002	1.426.407	1.289.187	3518	27137	18750	1065	2601
07.01.2002	1.390.232	1.236.750	3628	28316	20000	1162	2738
08.01.2002	1.386.536	1.234.848	3738	28710	20000	1142	2738
09.01.2002	1.394.405	1.243.670	3628	27530	19000	1065	2555
10.01.2002	1.382.546	1.232.125	3408	27137	18750	1084	2464
11.01.2002	1.373.731	1.225.505	3353	26743	18500	1065	2419
14.01.2002	1.357.588	1.211.512	3573	26743	18500	1046	2419
15.01.2002	1.362.245	1.215.259	3353	26350	18000	1007	2419
16.01.2002	1.365.029	1.203.410	3133	26743	17250	833	2282
17.01.2002	1.359.620	1.198.642	3133	26743	18000	813	2282
18.01.2002	1.340.183	1.180.836	3188	28316	17750	833	2373
21.01.2002	1.319.765	1.166.672	2968	28316	17250	794	2282
22.01.2002	1.329.018	1.173.789	2913	39496	17250	794	2327
23.01.2002	1.344.537	1.190.050	3023	29103	17750	813	2464
24.01.2002	1.341.817	1.176.506	3023	28710	17750	871	2510
25.01.2002	1.325.530	1.146.849	2968	28316	18000	871	2510
28.01.2002	1.324.178	1.136.542	2913	28316	18000	852	2555
29.01.2002	1.314.546	1.132.876	2749	28710	18500	833	2464
30.01.2002	1.320.839	1.138.960	2694	28710	19250	833	2510
31.01.2002	1.305.340	1.126.378	2858	29103	20500	871	2692
01.02.2002	1.299.338	1.121.588	2913	29103	20500	871	2692
04.02.2002	1.307.408	1.130.123	2858	28316	20750	833	2647
05.02.2002	1.302.443	1.313.303	2694	29496	20000	775	2510
06.02.2002	1.322.870	1.146.002	2584	27923	19250	775	2510
07.02.2002	1.328.374	1.150.771	2474	25563	19250	720	2327
08.02.2002	1.369.201	1.196.271	2419	24777	18500	682	2213
11.02.2002	1.376.029	1.210.355	2529	24777	18750	697	2396
12.02.2002	1.369.238	1.199.453	2529	24777	19000	689	2464
13.02.2002	1.339.882	1.170.655	2584	24777	18750	689	2510
14.02.2002	1.339.211	1.164.711	2529	25170	18750	689	2510
15.02.2002	1.346.415	1.172.054	2529	23597	18000	682	2419
18.02.2002	1.348.218	1.175.107	2474	23990	17750	658	2373
19.02.2002	1.363.111	1.186.315	2584	23597	18000	666	2373

TARİH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
20.02.2002	1.368.400	1.195.982	2364	23204	17000	643	2327
21.02.2002	1.378.149	1.200.547	2419	23204	16750	651	2327
26.02.2002	1.387.898	1.205.112	2364	23204	16500	620	2282
27.02.2002	1.399.316	1.209.988	2474	23597	17250	627	2350
28.02.2002	1.386.051	1.197.686	2474	23597	16750	612	2327
01.03.2002	1.382.970	1.200.280	2529	24777	17500	635	2419
04.03.2002	1.376.454	1.190.082	2639	24777	18250	643	2510
05.03.2002	1.375.439	1.194.156	2639	25170	18000	620	2419
06.03.2002	1.373.187	1.196.320	2529	25170	17500	612	2373
07.03.2002	1.363.152	1.192.349	2639	25170	17500	627	2419
08.03.2002	1.355.918	1.191.445	2639	25170	17750	620	2464
11.03.2002	1.357.287	1.186.675	2529	24384	17250	596	2373
12.03.2002	1.358.364	1.186.668	2419	23204	15750	573	2259
13.03.2002	1.355.840	1.183.376	2364	23204	15750	550	2213
14.03.2002	1.349.895	1.188.448	2309	23597	15250	550	2285
15.03.2002	1.340.263	1.186.936	2364	23597	15500	558	2213
18.03.2002	1.344.187	1.182.885	2419	23204	15000	542	2190
19.03.2002	1.357.682	1.198.561	2584	2E+05	15500	542	2190
20.03.2002	1.341.810	1.182.672	2858	22417	15500	550	2213
21.03.2002	1.340.438	1.182.132	2804	24384	16500	589	2396
22.03.2002	1.332.586	1.172.276	3023	23990	16750	605	2464
25.03.2002	1.339.654	1.173.403	2913	23990	17000	627	2555
26.03.2002	1.336.401	1.167.748	2913	23990	16500	604	2419
27.03.2002	1.328.234	1.161.142	2913	23990	16500	627	2464
28.03.2002	1.332.489	1.161.931	3133	25170	15250	627	2510
29.03.2002	1.337.794	1.166.958	2913	23990	15000	612	2464
01.04.2002	1.343.048	1.173.690	2913	23990	15000	612	2464
02.04.2002	1.330.235	1.168.213	3133	24384	15000	620	2464
03.04.2002	1.328.659	1.168.555	2913	23204	14000	596	2327
04.04.2002	1.312.938	1.157.748	2968	23990	15250	620	2510
05.04.2002	1.305.326	1.147.252	3023	23990	15000	658	2510
08.04.2002	1.306.354	1.146.326	2913	23597	14750	643	2419
09.04.2002	1.304.809	1.142.882	3023	24777	15750	697	2510
10.04.2002	1.299.397	1.144.509	3078	24777	16000	713	2555
11.04.2002	1.290.204	1.135.508	3078	24384	16750	720	2510
12.04.2002	1.286.543	1.132.801	3133	24564	16500	728	2555
15.04.2002	1.298.538	1.144.012	3188	24134	17500	759	2601
16.04.2002	1.287.964	1.133.537	3078	24565	16750	736	2464
17.04.2002	1.298.606	1.152.253	3133	23703	17250	736	2464
18.04.2002	1.298.482	1.155.000	2913	23272	17000	705	2419
19.04.2002	1.299.052	1.156.676	3023	23272	17250	682	2419
22.04.2002	1.312.369	1.166.303	2968	23272	16750	658	2327
24.04.2002	1.331.420	1.183.766	2913	23272	17250	674	2327
25.04.2002	1.349.897	1.210.453	2913	22841	17500	674	2373
26.04.2002	1.352.839	1.213.497	3023	24134	18000	705	2419
29.04.2002	1.331.462	1.202.577	2913	23703	17250	682	2373
30.04.2002	1.331.884	1.201.493	2749	22841	17000	666	2282
01.05.2002	1.350.726	1.216.599	2804	22410	17000	666	2282
02.05.2002	1.362.093	1.232.286	2804	21979	16500	658	2236
03.05.2002	1.356.683	1.229.697	2749	22410	16500	666	2304
06.05.2002	1.371.011	1.253.927	2804	21979	17000	658	2373
07.05.2002	1.366.862	1.249.859	2913	22410	17250	674	2464
08.05.2002	1.367.935	1.244.391	3298	23703	17750	689	2510
09.05.2002	1.373.500	1.244.391	3188	23272	17500	674	2555

TARIH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
10.05.2002	1.374.091	1.254.820	3133	22410	17000	658	2464
13.05.2002	1.378.208	1.260.922	3078	21548	17250	651	2510
14.05.2002	1.387.364	1.257.368	3078	21548	17000	651	2510
15.05.2002	1.385.418	1.250.755	3023	21117	16750	635	2419
16.05.2002	1.393.499	1.270.871	3023	21548	16500	612	2419
17.05.2002	1.407.312	1.287.550	2913	20471	15000	589	2327
20.05.2002	1.424.229	1.311.145	2968	21117	15500	589	2373
21.05.2002	1.413.173	1.300.261	2968	21979	15750	604	2419
22.05.2002	1.405.467	1.300.901	2858	21979	15000	589	2373
23.05.2002	1.410.187	1.303.436	2913	21763	15500	604	2419
24.05.2002	1.404.800	1.290.731	3078	23703	15750	612	2419
27.05.2002	1.399.803	1.287.678	3188	23703	16250	620	2510
28.05.2002	1.395.751	1.291.489	3188	23272	15750	604	2464
29.05.2002	1.409.988	1.311.148	3188	23272	15500	604	2419
30.05.2002	1.412.893	1.324.305	3078	22841	14750	573	2327
31.05.2002	1.438.010	1.348.566	3061	23272	15000	558	2282
03.06.2002	1.455.360	1.356.395	2920	22410	15000	542	2282
04.06.2002	1.436.312	1.355.161	2990	23272	15250	527	2301
05.06.2002	1.432.423	1.343.756	2955	23703	15500	534	2282
06.06.2002	1.433.972	1.344.205	3025	23703	15500	527	2327
07.06.2002	1.445.211	1.366.158	2920	23272	15000	527	2213
10.06.2002	1.464.265	1.382.851	2814	22410	14500	511	2168
11.06.2002	1.487.958	1.405.674	2990	22841	15000	511	2099
12.06.2002	1.529.871	1.450.012	2955	22841	15000	519	2053
13.06.2002	1.542.642	1.453.014	3025	22841	15250	534	2168
14.06.2002	1.543.849	1.460.944	2850	22410	14750	519	2145
17.06.2002	1.581.220	1.491.880	2850	21548	15000	511	2008
18.06.2002	1.581.245	1.497.756	2990	22841	15750	534	2076
19.06.2002	1.563.400	1.494.611	2955	22841	15500	511	2031
20.06.2002	1.530.797	1.468.034	2990	21548	15000	503	1939
21.06.2002	1.565.917	1.511.111	3025	21548	15000	503	1917
24.06.2002	1.570.336	1.534.846	3061	20686	15000	496	1871
25.06.2002	1.571.864	1.527.066	3166	20902	15500	496	1939
26.06.2002	1.628.086	1.612.620	3096	20902	14500	449	1757
27.06.2002	1.602.733	1.577.410	3377	21979	15250	465	1757
28.06.2002	1.569.143	1.560.355	3518	21548	15750	480	1802
01.07.2002	1.573.152	1.560.567	3659	21548	15250	480	1871
02.07.2002	1.584.164	1.556.600	3430	21117	14750	457	1734
03.07.2002	1.634.384	1.600.716	3377	20686	15250	434	1597
04.07.2002	1.613.905	1.576.785	3342	21548	16250	426	1597
05.07.2002	1.613.004	1.570.905	3483	21548	16250	434	1643
08.07.2002	1.654.389	1.628.912	3377	20686	15500	403	1529
09.07.2002	1.664.640	1.649.325	3201	20902	15500	395	1460
10.07.2002	1.655.399	1.644.473	3201	20471	16750	411	1437
11.07.2002	1.644.367	1.620.852	3166	20255	16750	411	1415
12.07.2002	1.655.159	1.635.463	3377	20902	17500	472	1483
15.07.2002	1.677.156	1.674.473	3412	20471	17500	457	1460
16.07.2002	1.678.758	1.696.385	3448	20902	18000	472	1483
17.07.2002	1.659.799	1.674.570	3694	21548	20000	511	1734
18.07.2002	1.647.466	1.656.692	3694	21548	19250	519	1825
19.07.2002	1.661.021	1.686.102	4046	21548	19000	519	1780
22.07.2002	1.670.108	1.686.809	4046	21548	18000	480	1688
23.07.2002	1.669.022	1.654.835	3870	21979	18000	480	1688
24.07.2002	1.679.668	1.663.039	3870	21979	17250	465	1551

TARIH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
25.07.2002	1.678.080	1.679.255	3870	21979	17250	465	1551
26.07.2002	1.676.732	1.677.738	4046	23703	18000	480	1643
29.07.2002	1.688.410	1.662.071	4221	24134	18000	480	1666
30.07.2002	1.681.867	1.653.107	4221	25858	18250	488	1688
31.07.2002	1.688.194	1.653.079	4046	25858	18250	480	1620
01.08.2002	1.674.611	1.631.406	4134	26289	19000	519	1688
02.08.2002	1.646.854	1.628.245	4221	25427	19000	565	1780
05.08.2002	1.621.071	1.595.459	4134	24565	18750	581	1757
06.08.2002	1.643.253	1.592.970	4046	26289	18750	573	1757
07.08.2002	1.630.178	1.578.828	3958	26289	19250	573	1734
08.08.2002	1.619.494	1.569.937	4046	24996	19250	581	1780
09.08.2002	1.634.040	1.587.633	3870	24996	18750	565	1757
12.08.2002	1.640.411	1.599.072	3782	24996	18250	558	1757
13.08.2002	1.631.985	1.596.407	3694	24996	18250	558	1802
14.08.2002	1.629.673	1.608.813	3694	24565	18000	550	1711
15.08.2002	1.640.580	1.603.175	3518	23703	17250	519	1597
16.08.2002	1.631.178	1.600.022	3694	24996	18000	550	1597
19.08.2002	1.635.991	1.606.216	3694	24996	18000	542	1574
20.08.2002	1.626.371	1.591.403	3518	24996	17750	527	1529
21.08.2002	1.622.770	1.589.341	3518	25427	18250	527	1506
22.08.2002	1.623.101	1.585.282	3606	24996	18250	527	1437
23.08.2002	1.630.101	1.579.731	3553	24565	18500	542	1437
26.08.2002	1.625.978	1.577.361	3588	24996	19500	527	1483
27.08.2002	1.623.784	1.584.001	3553	24996	19000	527	1437
28.08.2002	1.625.818	1.594.765	3694	25427	19250	534	1460
29.08.2002	1.621.347	1.597.675	3606	25427	19000	542	1506
02.09.2002	1.619.322	1.590.821	3606	25858	18500	527	1437
03.09.2002	1.613.052	1.598.050	3606	25427	18500	519	1437
04.09.2002	1.621.630	1.611.252	3588	25427	19250	527	1483
05.09.2002	1.618.838	1.614.629	3606	25427	19500	527	1415
06.09.2002	1.615.499	1.601.606	3782	25858	19500	527	1460
09.09.2002	1.628.878	1.597.115	3606	27581	19250	511	1445
10.09.2002	1.658.823	1.620.836	3412	24996	18250	480	1397
11.09.2002	1.655.534	1.614.642	3588	25427	19000	488	1445
12.09.2002	1.654.164	1.615.787	3606	25427	18500	496	1445
13.09.2002	1.655.645	1.624.684	3623	24996	18250	480	1445
16.09.2002	1.622.657	1.610.616	3518	24996	18000	480	1421
17.09.2002	1.663.863	1.603.295	3694	25427	17750	480	1445
18.09.2002	1.658.863	1.613.244	3694	24996	17500	488	1445
19.09.2002	1.660.010	1.627.141	3694	24565	17250	488	1445
20.09.2002	1.651.792	1.622.886	3782	24996	17250	488	1421
23.09.2002	1.649.062	1.622.347	3782	24565	17250	488	1445
24.09.2002	1.652.359	1.616.834	3694	24565	17000	480	1397
25.09.2002	1.645.591	1.613.831	3694	24565	16750	488	1373
26.09.2002	1.648.260	1.613.482	3606	24134	16250	480	1349
27.09.2002	1.648.669	1.611.904	3483	25134	16000	480	1349
30.09.2002	1.650.456	1.624.874	3518	24565	15750	480	1397
01.10.2002	1.656.140	1.634.941	3659	24134	16000	503	1469
02.10.2002	1.637.168	1.609.663	3694	23703	16000	488	1421
03.10.2002	1.630.489	1.612.227	3606	23703	15750	488	1445
04.10.2002	1.630.720	1.609.358	3606	24565	16000	488	1469
07.10.2002	1.639.294	1.605.525	3588	24565	15750	488	1493
08.10.2002	1.641.576	1.609.073	3606	24134	16000	480	1493
09.10.2002	1.639.249	1.606.791	3958	24134	16250	511	1614

TARİH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
10.10.2002	1.638.939	1.620.419	3958	25427	16250	503	1628
11.10.2002	1.627.467	1.605.496	4046	25858	16000	527	1686
14.10.2002	1.640.977	1.621.121	3870	24996	15250	503	1614
15.10.2002	1.638.634	1.611.760	3870	25427	15750	519	1710
16.10.2002	1.637.593	1.608.280	3958	24565	15250	519	1758
17.10.2002	1.642.306	1.603.055	4221	27150	16250	542	1903
18.10.2002	1.647.354	1.602.051	4221	26289	16750	558	1951
21.10.2002	1.655.108	1.612.903	4221	26720	16500	565	1927
22.10.2002	1.649.756	1.609.337	4221	26720	16750	589	1903
23.10.2002	1.654.404	1.618.172	4046	25858	16500	273	1830
24.10.2002	1.663.304	1.620.224	4309	27581	17250	596	1951
25.10.2002	1.670.323	1.632.407	4221	28012	17250	604	1999
28.10.2002	1.670.242	1.637.171	4134	28443	18000	643	1927
30.10.2002	1.670.160	1.641.934	3870	27150	17250	635	1806
31.10.2002	1.662.511	1.640.400	3958	28012	17500	643	1806
01.11.2002	1.679.169	1.667.918	3958	27581	17250	643	1830
04.11.2002	1.670.018	1.661.167	4134	28874	18000	705	1951
05.11.2002	1.633.776	1.637.860	4485	31029	19500	806	2167
06.11.2002	1.634.462	1.627.924	4661	33184	19500	852	2167
07.11.2002	1.628.203	1.631.459	5101	39217	22250	1010	2553
08.11.2002	1.611.765	1.628.044	4925	37925	21500	1050	2505
11.11.2002	1.606.963	1.629.139	4749	36201	20750	1000	2408
12.11.2002	1.630.409	1.647.366	4397	34477	19750	890	2288
13.11.2002	1.629.376	1.641.923	4661	34477	20500	930	2408
14.11.2002	1.612.051	1.623.819	4925	35770	21500	1020	2601
15.11.2002	1.598.626	1.604.700	5365	37494	22250	1050	2842
18.11.2002	1.577.667	1.591.077	5629	39217	23250	1125	2986
19.11.2002	1.578.791	1.598.052	5541	38786	21750	1025	2745
20.11.2002	1.581.174	1.584.020	5453	40079	22000	1000	2697
21.11.2002	1.572.025	1.575.640	5980	39648	22750	1020	2890
22.11.2002	1.566.689	1.570.762	5629	37063	22250	1020	2745
25.11.2002	1.563.286	1.551.562	5453	36201	21250	1000	2649
26.11.2002	1.548.707	1.534.769	5365	35770	20750	990	2553
27.11.2002	1.552.624	1.540.359	5453	36632	21000	1010	2577
28.11.2002	1.543.474	1.532.824	5453	36201	20750	1000	2601
29.11.2002	1.535.339	1.524.592	5629	37063	21750	1030	2745
02.12.2002	1.512.671	1.498.149	5629	36632	22000	1050	2745
03.12.2002	1.523.794	1.519.375	5541	35770	21500	1025	2745
04.12.2002	1.540.855	1.546.123	5541	36201	21750	1030	2745
09.12.2002	1.557.915	1.572.871	5277	34477	20500	980	2601
10.12.2002	1.550.943	1.569.554	5541	34908	20750	1000	2601
11.12.2002	1.548.075	1.560.615	5365	34477	19750	1025	2601
12.12.2002	1.554.304	1.575.754	5541	35339	20250	1080	2697
13.12.2002	1.546.808	1.582.539	5629	34908	20500	1050	2649
16.12.2002	1.535.229	1.569.311	5277	33615	19250	1000	2505
17.12.2002	1.558.428	1.606.739	5013	32322	18250	950	2288
18.12.2002	1.593.510	1.635.260	5189	31460	18000	930	2288
19.12.2002	1.622.282	1.666.084	5101	31029	17000	870	2192
20.12.2002	1.628.022	1.670.187	5101	29736	17250	880	2240
23.12.2002	1.642.126	1.691.553	4837	28874	16250	820	2143
24.12.2002	1.669.897	1.717.823	4661	28874	16500	790	2071
25.12.2002	1.649.711	1.701.512	4925	28874	17000	830	2216
26.12.2002	1.633.732	1.691.403	4661	28012	16000	780	2095
27.12.2002	1.651.207	1.714.448	4749	28443	16250	790	2095

TARİH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
30.12.2002	1.634.501	1.703.477	4661	27150	16250	780	2047
31.12.2002	1.639.745	1.718.945	4573	28443	16750	780	2071
02.01.2003	1.648.438	1.725.585	4661	28443	17000	810	2095
03.01.2003	1.646.665	1.708.415	4837	29305	17750	830	2119
06.01.2003	1.652.831	1.731.671	4661	27581	17250	780	2023
07.01.2003	1.669.700	1.738.658	4046	28012	16000	700	1903
08.01.2003	1.674.371	1.741.681	4485	28443	16750	730	1975
09.01.2003	1.669.673	1.755.661	4485	29305	17500	760	1951
10.01.2003	1.656.239	1.741.283	4485	29305	18250	740	1975
13.01.2003	1.656.239	1.746.670	4661	29736	18750	750	2023
14.01.2003	1.657.255	1.753.210	4573	30167	18000	730	1951
15.01.2003	1.660.199	1.747.691	4749	30167	18500	740	1999
16.01.2003	1.655.480	1.749.346	4925	29736	18750	770	2071
17.01.2003	1.654.861	1.762.428	4837	29305	18500	740	1999
20.01.2003	1.659.116	1.768.120	5101	30167	18500	780	2071
21.01.2003	1.652.463	1.759.377	4925	30167	18500	760	2071
22.01.2003	1.661.644	1.778.125	5013	30598	18750	750	2047
23.01.2003	1.657.929	1.781.112	5101	32322	19500	780	2119
24.01.2003	1.653.268	1.781.893	5189	32322	19000	760	2119
27.01.2003	1.655.611	1.800.477	5101	32322	19250	770	2119
28.01.2003	1.652.815	1.785.866	5101	31891	18750	770	2071
29.01.2003	1.651.235	1.795.718	5189	31460	19000	770	2047
30.01.2003	1.642.218	1.766.863	5101	32322	19250	800	2071
31.01.2003	1.635.530	1.769.643	5101	32322	19500	790	2071
03.02.2003	1.629.796	1.747.793	5101	32322	19500	830	2192
04.02.2003	1.631.197	1.763.324	4837	32322	19250	780	2095
05.02.2003	1.640.649	1.791.260	4749	31460	19000	790	2071
06.02.2003	1.627.577	1.759.086	4925	31891	19000	840	2167
07.02.2003	1.625.260	1.751.705	5101	33184	19250	840	2143
17.02.2003	1.634.501	1.750.060	5101	33184	19750	890	2192
18.02.2003	1.618.971	1.735.052	5189	35770	20750	940	2312
19.02.2003	1.618.640	1.735.668	5013	34477	20250	920	2264
20.02.2003	1.625.247	1.750.066	5277	34046	20250	970	2195
21.02.2003	1.617.209	1.751.275	5101	34477	19750	1000	2195
24.02.2003	1.613.197	1.734.026	5013	34908	18250	950	2143
25.02.2003	1.612.480	1.740.349	4925	36201	18000	960	2143
26.02.2003	1.613.384	1.735.679	4925	38355	17000	950	2143
27.02.2003	1.602.796	1.732.143	5013	38355	17750	950	2167
28.02.2003	1.588.579	1.712.171	5101	39217	17500	960	2167
03.03.2003	1.643.983	1.775.337	4309	35339	15250	820	1854
04.03.2003	1.629.355	1.778.116	4661	37494	16250	890	1951
05.03.2003	1.601.581	1.756.935	4661	38786	16500	940	1999
06.03.2003	1.600.725	1.753.754	4661	37925	16500	930	1975
07.03.2003	1.604.358	1.768.805	4749	37925	16750	940	1999
10.03.2003	1.599.046	1.765.346	4749	37063	16500	910	1975
11.03.2003	1.609.770	1.779.439	4749	36632	16250	910	1975
12.03.2003	1.612.339	1.779.055	4661	36201	16000	890	1927
13.03.2003	1.623.126	1.769.046	4573	36632	16250	880	1927
14.03.2003	1.639.108	1.766.959	4661	36201	16250	890	1903
17.03.2003	1.676.226	1.810.995	4221	32753	14750	760	1638
18.03.2003	1.640.041	1.736.967	4749	35339	16500	870	1854
19.03.2003	1.687.636	1.791.763	4485	33615	15500	800	1686
20.03.2003	1.698.999	1.803.998	4309	33615	14750	800	1638
21.03.2003	1.713.781	1.814.209	4221	33184	15250	820	1565

TARİH	USD	EURO	ARCLK	BRISA	EREGL	FINBN	GARAN
24.03.2003	1.746.390	1.857.985	3870	30500	14250	750	1469
25.03.2003	1.734.240	1.855.637	3958	31500	15000	790	1493
26.03.2003	1.700.066	1.811.081	4046	32000	15000	800	1517
27.03.2003	1.705.559	1.829.724	4134	32500	15250	840	1541
28.03.2003	1.708.213	1.833.254	4221	34000	15250	840	1541
31.03.2003	1.700.073	1.850.359	4046	33000	15000	830	1541
01.04.2003	1.695.747	1.848.364	4397	33500	15500	850	1589
02.04.2003	1.687.449	1.827.170	4309	34500	15000	840	1565
03.04.2003	1.669.291	1.791.817	4485	34000	15500	860	1638
04.04.2003	1.648.494	1.768.340	4485	35000	16000	870	1686
07.04.2003	1.641.943	1.737.832	4573	36000	16500	900	1758
08.04.2003	1.629.769	1.741.571	4397	36500	16000	870	1710
09.04.2003	1.640.853	1.764.245	4573	38000	16500	910	1782
10.04.2003	1.650.294	1.779.512	4397	37500	16000	880	1710
11.04.2003	1.641.493	1.765.589	4309	39000	16000	890	1710
14.04.2003	1.624.631	1.745.341	4644	39500	17000	940	1801
15.04.2003	1.611.343	1.733.967	4820	40000	17500	930	1801
16.04.2003	1.608.823	1.742.160	5277	40000	18700	950	1840
17.04.2003	1.601.850	1.749.701	5207	40250	18900	920	1811
18.04.2003	1.598.536	1.740.166	5171	40000	18900	930	1811
21.04.2003	1.588.892	1.731.256	5558	40750	19400	940	1850
22.04.2003	1.590.132	1.741.830	5523	41750	19200	950	1840
24.04.2003	1.591.090	1.752.903	5523	41500	18500	910	1782
25.04.2003	1.586.475	1.744.171	5382	43750	19100	940	1801
28.04.2003	1.581.538	1.745.228	5418	43750	18900	920	1792
29.04.2003	1.582.410	1.736.062	5418	43750	18900	940	1801
30.04.2003	1.567.279	1.743.441	5347	44500	18900	930	1821
01.05.2003	1.548.821	1.730.342	5277	44750	18700	940	1830
02.05.2003	1.533.168	1.722.361	5171	43250	18300	940	1801
05.05.2003	1.527.548	1.714.062	5171	43000	18300	920	1772
06.05.2003	1.527.894	1.732.020	5242	43000	18200	900	1724
07.05.2003	1.525.359	1.739.672	4995	42750	17800	870	1695
08.05.2003	1.511.680	1.718.478	5101	44000	18100	900	1715
09.05.2003	1.497.086	1.721.350	4925	43750	18000	880	1686
12.05.2003	1.491.542	1.728.847	4995	42500	17700	900	1695
13.05.2003	1.487.852	1.713.262	4890	41250	17500	900	1695
14.05.2003	1.479.460	1.700.935	4749	40250	17200	880	1657
15.05.2003	1.480.856	1.698.245	4749	4025	17000	880	1618
16.05.2003	1.489.884	1.703.831	4714	40500	17100	880	1638
20.05.2003	1.466.004	1.705.989	4749	41250	17500	880	1638
21.05.2003	1.458.267	1.707.047	4855	41750	17600	890	1715
22.05.2003	1.470.490	1.718.268	4995	41500	17900	920	1753
23.05.2003	1.455.811	1.714.946	5242	42000	18300	950	1840
26.05.2003	1.452.415	1.715.738	5418	42000	18200	960	1878
27.05.2003	1.449.364	1.724.018	5382	41500	18000	940	1859
28.05.2003	1.442.483	1.697.514	5450	41750	18700	970	1898
29.05.2003	1.434.663	1.683.290	5450	41000	19100	970	1898
30.05.2003	1.419.761	1.680.571	5500	41250	19300	960	1888

Tablo B.2 : Portföyde Yer Alan Son Yedi Varlığın Gözlem Dönemi İçinde Gün Sonu Kapanış Fiyatları

TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
02.07.2001	1151	9000	13751	1452	10750	8533	3200
03.07.2001	1065	8800	13542	1423	10000	8244	3100
04.07.2001	1097	8600	13126	1409	10300	7954	3100
05.07.2001	1108	8700	13542	1409	10500	7954	3200
06.07.2001	1023	7800	12084	1296	9200	7087	2950
09.07.2001	1023	7700	12084	1278	9200	6797	2950
10.07.2001	959	7300	11667	1525	8500	6364	2750
11.07.2001	874	6600	10625	1416	7600	5784	2500
12.07.2001	874	6900	11459	1452	7400	5843	2650
13.07.2001	820	6800	11250	1416	7700	5554	2550
16.07.2001	810	7300	11459	1365	7900	5496	2525
17.07.2001	735	6900	11042	1293	7500	4802	2425
18.07.2001	693	7200	11667	1307	7500	4917	2450
19.07.2001	725	7800	12501	1351	8000	5091	2575
20.07.2001	767	7600	12501	1481	8400	5322	2600
23.07.2001	831	7800	12917	1489	8400	5500	2700
24.07.2001	906	7600	13126	1416	9000	5400	2750
25.07.2001	810	7200	12292	1394	8400	4800	2550
26.07.2001	874	7500	12501	1409	8300	4650	2650
27.07.2001	884	7400	12084	1380	8200	5000	2650
30.07.2001	884	7400	12501	1365	8200	5200	2700
31.07.2001	874	7400	12501	1380	8500	5200	2700
01.08.2001	959	7700	13126	1394	8400	5400	2800
02.08.2001	916	7600	13334	1394	8300	5200	2650
03.08.2001	948	7600	13334	1365	8700	5200	2700
06.08.2001	927	7500	12709	1351	8600	5000	2650
07.08.2001	895	7300	12501	1351	8300	4700	2600
08.08.2001	863	7300	12501	1351	8200	4600	2550
09.08.2001	831	7100	12501	1293	7900	4450	2450
10.08.2001	842	7200	12501	1307	7600	4450	2475
13.08.2001	810	6800	12084	1264	7200	4400	2450
14.08.2001	767	6800	11876	1191	7000	4250	2350
15.08.2001	820	6900	12292	1234	7200	4400	2400
16.08.2001	874	7200	12709	1278	7300	4500	2450
17.08.2001	895	7300	12917	1278	7400	4600	2475
20.08.2001	884	7200	12917	1234	7600	4450	2400
21.08.2001	895	7000	11876	1249	7300	4600	2450
22.08.2001	916	7000	11667	1220	7400	4550	2450
23.08.2001	980	7200	11876	1249	7400	4800	2500
24.08.2001	1034	7100	12084	1234	7300	4950	2475
27.08.2001	1002	7200	12084	1234	7700	5400	2650
28.08.2001	1066	7400	11667	1234	7600	5300	2600
29.08.2001	1002	7100	11667	1234	7400	5000	2550
31.08.2001	991	7000	11459	1234	7400	4900	2525
03.09.2001	959	6800	11250	1205	7200	4850	2475
04.09.2001	948	6900	11042	1220	6900	4850	2500
05.09.2001	948	6900	11042	1322	7000	4800	2550
06.09.2001	948	7000	10834	1234	7200	4850	2600
07.09.2001	906	6800	10834	1205	7000	4800	2450
10.09.2001	906	6800	10625	1176	6800	4700	2425
11.09.2001	863	6700	10417	1162	6700	4500	2375

TARIH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
13.09.2001	756	5900	9167	973	5700	4050	2125
14.09.2001	682	5600	8334	813	4700	3850	1875
17.09.2001	682	5600	8021	712	4250	3800	1825
18.09.2001	714	5600	7709	755	4350	3800	1800
19.09.2001	767	5700	7813	770	4400	3850	1800
20.09.2001	735	5600	7604	741	4200	3650	1725
21.09.2001	735	5000	7500	683	3850	3600	1625
24.09.2001	788	5200	7813	712	3950	3750	1675
25.09.2001	799	5200	8125	719	3950	3800	1700
26.09.2001	810	5200	8125	697	3900	3750	1650
27.09.2001	820	5100	8021	712	4250	3850	1650
28.09.2001	842	5200	8230	741	5050	3950	1675
01.10.2001	884	5100	8542	755	5500	4050	1675
02.10.2001	874	5300	8855	799	5700	4350	1675
03.10.2001	852	5100	8542	755	6100	4250	1650
04.10.2001	863	5200	8542	857	5800	4650	1700
05.10.2001	831	4950	8334	828	5800	4450	1675
08.10.2001	714	4900	8125	813	5900	4450	1625
09.10.2001	714	4950	8334	828	6400	4650	1675
10.10.2001	735	5150	8750	857	6200	5150	1775
11.10.2001	756	5600	9375	871	6500	6000	2050
12.10.2001	703	5400	9480	842	6500	5900	2100
15.10.2001	703	5500	10000	944	6700	5800	2200
16.10.2001	767	5500	10105	944	6300	6100	2250
17.10.2001	820	5700	10417	944	6300	6800	2325
18.10.2001	874	5600	10417	1060	6200	6100	2375
19.10.2001	927	5500	10521	1002	6200	6200	2400
22.10.2001	1002	5700	11459	1147	6200	6700	2500
23.10.2001	1097	6100	12084	1133	6300	7400	2700
24.10.2001	1151	5900	12084	1133	6200	7200	2650
25.10.2001	1108	5700	11667	1104	6000	7000	2500
26.10.2001	1151	6000	12292	1162	6200	7500	2800
30.10.2001	1087	6100	12292	1104	6200	7400	2700
31.10.2001	1119	5700	11876	1205	6000	7900	2750
01.11.2001	1087	5600	11250	1176	6000	8100	2650
02.11.2001	1108	5700	11876	1162	6500	9400	2750
05.11.2001	1236	5700	12501	1176	7400	9000	2950
06.11.2001	1215	5900	12292	1191	7200	8900	3000
07.11.2001	1257	5900	12084	1191	7100	8900	3000
08.11.2001	1385	5900	11876	1423	7300	8800	3150
09.11.2001	1257	5800	11667	1264	6900	8300	2950
12.11.2001	1342	5800	11876	1264	7200	9000	3000
13.11.2001	1342	5700	11667	1234	7300	9300	2950
14.11.2001	1364	5800	12084	1293	7400	9700	3100
15.11.2001	1428	6500	13126	1307	7800	9700	3200
16.11.2001	1406	6700	12501	1307	7400	9300	3300
19.11.2001	1406	7200	13542	1336	7800	9800	3550
20.11.2001	1342	6900	13334	1264	8500	9400	3300
21.11.2001	1385	6700	13334	1278	8600	9300	3200
22.11.2001	1406	6800	13542	1293	8800	9600	3250
23.11.2001	1342	6700	13542	1278	8500	9300	3150
26.11.2001	1428	6700	14167	1336	8500	9500	3350
27.11.2001	1406	6600	13542	1307	8500	9400	3250
28.11.2001	1364	6200	12917	1176	7800	8900	3000

TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
29.11.2001	1364	6100	12709	1176	7400	9000	2900
30.11.2001	1492	6600	13959	1191	7600	9400	3200
03.12.2001	1406	6400	13542	1176	7600	9100	3100
04.12.2001	1385	6300	13334	1205	7400	9000	3000
05.12.2001	1598	6600	14167	1249	7700	9900	3300
06.12.2001	1620	7100	15417	1249	8100	11500	3400
07.12.2001	1620	7400	15417	1264	8100	11000	3350
10.12.2001	1683	7700	15001	1249	8300	10500	3300
11.12.2001	1705	7600	15001	1234	7900	10500	3300
12.12.2001	1705	7700	15834	1234	7900	11000	3250
13.12.2001	1662	7600	16251	1234	8000	10750	3350
14.12.2001	1620	7700	16251	1249	8000	11000	3350
19.12.2001	1641	7700	16042	1278	7800	11250	3350
20.12.2001	1598	7400	15834	1249	7900	11000	3250
21.12.2001	1577	7600	15417	1264	7700	11250	3350
24.12.2001	1577	7500	15417	1249	7700	11500	3350
25.12.2001	1662	7400	15626	1278	8400	12000	3300
26.12.2001	1683	7600	15834	1249	8200	12500	3350
27.12.2001	1833	8000	16042	1278	8300	12500	3600
28.12.2001	1747	8100	15834	1264	8400	12500	3700
02.01.2002	1790	8600	16042	1452	9700	12250	3900
03.01.2002	1833	8600	16042	1438	10000	12000	3850
07.01.2002	2046	9200	16667	1409	10000	13000	4000
08.01.2002	2024	9500	16459	1394	9900	12250	3950
09.01.2002	1939	8900	15626	1278	10600	11750	3750
10.01.2002	1960	8800	15209	1264	10750	11250	3750
11.01.2002	2024	8700	15209	1249	11500	10750	3650
14.01.2002	1960	8500	15209	1278	11250	11000	3650
15.01.2002	1875	8500	14792	1278	11250	10750	3600
16.01.2002	1897	7700	14376	1539	11000	10250	3500
17.01.2002	1960	7500	14792	1670	11250	10250	3650
18.01.2002	1918	7600	14792	1779	10750	10500	3650
21.01.2002	1875	7700	14167	1852	10500	10000	3600
22.01.2002	1854	7700	14376	1525	11500	10200	3600
23.01.2002	1875	7900	14376	1510	11750	10500	3800
24.01.2002	1897	8100	14792	1489	12000	10500	3800
25.01.2002	1854	8000	14584	1489	12500	10000	3850
28.01.2002	1833	7800	14584	1416	12750	10100	3850
29.01.2002	1726	7700	14167	1380	12500	9800	3750
30.01.2002	1641	7700	14167	1489	12750	10000	3750
31.01.2002	1833	8000	14792	1561	13000	10500	3900
01.02.2002	1939	8300	15209	1561	15000	10750	3900
04.02.2002	1897	8100	14584	1452	15250	10250	3850
05.02.2002	1811	7800	13959	1351	15000	9500	3700
06.02.2002	1854	7600	13542	1293	14250	9200	3700
07.02.2002	1811	7300	12709	1205	13500	8800	3500
08.02.2002	1833	7000	12501	1118	12250	8500	3400
11.02.2002	1960	7200	13126	1249	12500	8900	3500
12.02.2002	1982	7200	12917	1264	13000	8800	3500
13.02.2002	2110	7300	13334	1249	13500	9000	3550
14.02.2002	2131	7400	13126	1264	15250	9400	3500
15.02.2002	2110	7300	12501	1205	14000	9100	3400
18.02.2002	2024	7200	12501	1162	14000	8700	3350
19.02.2002	2024	7300	12917	1162	14000	9000	3400

TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
20.02.2002	1918	7000	12084	1118	13250	8800	3250
21.02.2002	1875	7000	12292	1162	13250	8900	3350
26.02.2002	1833	6900	12084	1118	13500	8800	3250
27.02.2002	1960	7100	12084	1133	13250	9100	3300
28.02.2002	1918	7000	12084	1118	13000	9000	3200
01.03.2002	1982	7200	12709	1176	13750	9500	3400
04.03.2002	2024	7300	13126	1205	14000	9700	3450
05.03.2002	1960	7100	12917	1205	14250	9400	3300
06.03.2002	1939	7000	13334	1191	14250	9400	3300
07.03.2002	2067	7300	13751	1191	14250	9700	3400
08.03.2002	2046	7300	13542	1205	14500	10000	3450
11.03.2002	1960	7100	13126	1176	13750	9400	3350
12.03.2002	1854	6900	12501	1118	12750	8600	3150
13.03.2002	1854	6800	12084	1133	11750	7800	3100
14.03.2002	2003	6500	12501	1118	11750	8000	3150
15.03.2002	1982	6700	12918	1118	12500	8000	3300
18.03.2002	2024	6600	12501	1104	11750	7800	3200
19.03.2002	2024	6700	12709	1147	12000	7700	3100
20.03.2002	2067	7000	12709	1162	12250	7900	3150
21.03.2002	2131	7400	13334	1191	13000	8500	3350
22.03.2002	2280	7600	13751	1191	12750	8700	3500
25.03.2002	2259	7700	13751	1205	13500	9400	3450
26.03.2002	2301	7400	13334	1191	13000	8800	3450
27.03.2002	2259	7400	13542	1205	12750	8800	3450
28.03.2002	2259	7400	13751	1176	13250	8700	3400
29.03.2002	2216	7400	13542	1147	12750	8600	3400
01.04.2002	2174	7300	13542	1191	12750	8400	3350
02.04.2002	2344	7500	13751	1249	13000	8900	3450
03.04.2002	2174	7100	12917	1191	12000	8400	3300
04.04.2002	2301	7400	13542	1191	12000	8900	3450
05.04.2002	2429	7600	13751	1191	12000	9000	3400
08.04.2002	2301	7200	13126	1147	11500	8600	3350
09.04.2002	2515	7700	13542	1176	11750	8900	3450
10.04.2002	2642	7700	13751	1162	11500	9200	3450
11.04.2002	2728	7900	13751	1191	11500	9600	3550
12.04.2002	2685	8000	13751	1191	11750	9300	3450
15.04.2002	2728	8400	13959	1205	12250	9700	3700
16.04.2002	2685	8400	13751	1205	11500	9300	3500
17.04.2002	2685	8300	13542	1191	11500	9300	3550
18.04.2002	2557	8300	13126	1176	11750	9300	3450
19.04.2002	2515	8400	12917	1176	11750	9200	3450
22.04.2002	2515	8100	12709	1162	11750	9100	3450
24.04.2002	2515	7900	12709	1162	11500	9400	3450
25.04.2002	2472	8000	12917	1162	11500	9400	3400
26.04.2002	2557	8100	12917	1176	12000	9600	3500
29.04.2002	2472	7700	12709	1147	11500	9300	3350
30.04.2002	2387	7500	12292	1147	11250	9000	3300
01.05.2002	2429	7600	12501	1133	11250	9100	3300
02.05.2002	2429	7600	11876	1118	10750	8800	3300
03.05.2002	2429	7600	12292	1147	11000	9000	3300
06.05.2002	2472	7700	12084	1118	10750	8800	3250
07.05.2002	2472	7700	12501	1133	10500	9000	3300
08.05.2002	2642	8000	12917	1147	11000	9500	3450
09.05.2002	2557	7800	13125	1162	10750	9500	3400

TARIH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
10.05.2002	2557	7600	12500	1162	10500	9100	3350
13.05.2002	2600	7600	12708	1147	10250	9200	3350
14.05.2002	2557	7500	12708	1133	11250	9100	3300
15.05.2002	2472	7200	12292	1133	10750	8900	3300
16.05.2002	2387	7000	12083	1133	10250	8800	3200
17.05.2002	2259	6700	11458	1075	9400	8700	3050
20.05.2002	2301	6800	11875	1060	9600	8500	3000
21.05.2002	2429	6900	11875	1075	9700	8400	3100
22.05.2002	2472	6600	11458	1176	9300	8100	2950
23.05.2002	2515	6600	11667	1205	9400	8300	2950
24.05.2002	2557	6800	11667	1234	9000	8400	3050
27.05.2002	2600	6900	12292	1234	9200	8700	3150
28.05.2002	2515	6800	12083	1162	8800	8400	3050
29.05.2002	2429	6700	11667	1147	8700	8400	2950
30.05.2002	2387	6300	11667	1104	8400	8200	2900
31.05.2002	2378	6200	12292	1104	7900	8300	2850
03.06.2002	2319	6000	12500	1104	7600	8200	2850
04.06.2002	2289	5900	12708	1118	7600	8400	2750
05.06.2002	2348	6000	12292	1147	7700	8400	2850
06.06.2002	2408	5900	12500	1162	7700	8400	2900
07.06.2002	2289	5700	12083	1147	7400	8200	2900
10.06.2002	2229	5500	11875	1176	7700	8100	2750
11.06.2002	2259	5300	12292	1162	7700	7700	2800
12.06.2002	2319	5300	12083	1205	7400	7900	2850
13.06.2002	2378	5400	12292	1205	7600	7800	2900
14.06.2002	2319	5200	11875	1205	7300	7600	2800
17.06.2002	2289	5000	11250	1234	7000	6900	2800
18.06.2002	2348	5100	11875	1409	7200	7300	2950
19.06.2002	2319	4850	11250	1539	6900	6650	2850
20.06.2002	2319	4700	11250	1525	7000	6000	2850
21.06.2002	2319	4700	11458	1634	7200	6400	2800
24.06.2002	2259	4400	11458	1670	6900	6400	2750
25.06.2002	2289	4400	11667	1815	7000	7000	2900
26.06.2002	2229	4150	11667	1670	6200	6400	2850
27.06.2002	2438	4100	11875	1670	6300	7000	3000
28.06.2002	2824	4100	12917	1924	6500	7000	3200
01.07.2002	2973	4100	13750	1961	6600	7100	3150
02.07.2002	2854	3900	13125	1961	6300	7000	3150
03.07.2002	2973	3700	12917	1852	6100	7200	3050
04.07.2002	2854	3750	12917	1815	6200	7100	3050
05.07.2002	2943	3900	13125	1924	6200	7500	3100
08.07.2002	2794	3750	12708	1888	5800	7100	2950
09.07.2002	2765	3650	12500	1924	5600	6800	2950
10.07.2002	2765	3500	13333	2142	5800	7300	2900
11.07.2002	2735	3500	13542	2142	6000	8100	3000
12.07.2002	2854	3550	14792	2360	6700	9300	3200
15.07.2002	2765	3500	15000	2287	7200	9500	3150
16.07.2002	2854	3550	15625	2542	7300	9400	3250
17.07.2002	3270	3900	16875	2687	7700	10600	3500
18.07.2002	3210	4150	16875	2650	7900	10500	3600
19.07.2002	3151	3950	16458	2578	7600	10500	3500
22.07.2002	3092	3800	15625	2542	7100	10100	3350
23.07.2002	3151	3800	15417	2614	7400	10100	3350
24.07.2002	2913	3600	14583	2505	7000	9500	3200

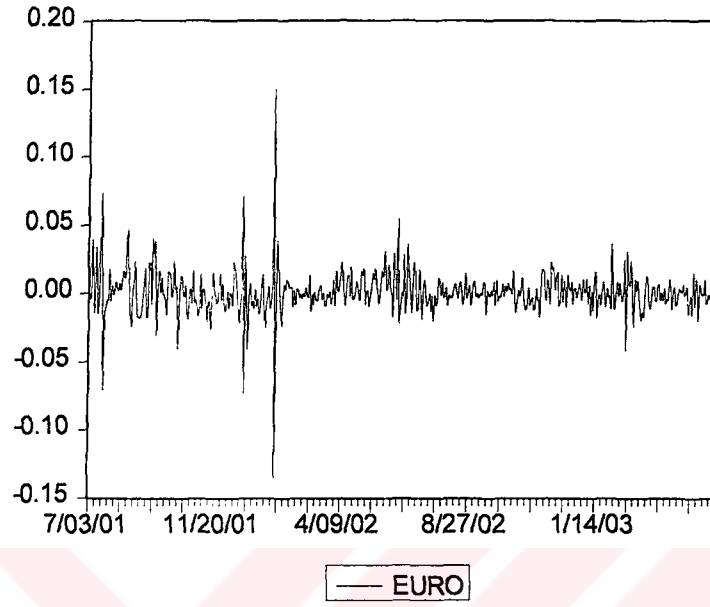
TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
25.07.2002	2973	3700	15000	2542	7000	9600	3250
26.07.2002	3032	3700	15417	2723	7200	9700	3300
29.07.2002	3210	3700	15625	2868	7300	9900	3250
30.07.2002	3210	3750	15417	2868	7300	10250	3250
31.07.2002	3210	3750	15625	2868	7200	9900	3200
01.08.2002	3270	4050	16042	3014	7600	10250	3350
02.08.2002	3210	4250	16042	3195	7700	10500	3400
05.08.2002	3092	4250	15625	3195	7500	10250	3350
06.08.2002	3002	4150	15625	3195	7600	10200	3300
07.08.2002	3092	4200	15417	3195	7400	10250	3200
08.08.2002	3092	4200	15625	3195	7500	10200	3300
09.08.2002	3032	4050	15417	3268	7500	10250	3150
12.08.2002	2973	4050	14792	3122	7800	9800	3050
13.08.2002	2943	4050	15000	3159	8500	10000	3050
14.08.2002	2854	3900	14583	3086	8200	9700	3000
15.08.2002	2794	3850	13958	2941	7800	9100	2950
16.08.2002	2883	4000	14375	2941	8200	9200	3050
19.08.2002	2854	3950	13750	2977	8400	9000	2950
20.08.2002	2765	3850	13750	2905	9000	8700	2950
21.08.2002	2646	3800	13750	2941	9200	8600	2900
22.08.2002	2556	3800	13333	2941	9200	8300	2900
23.08.2002	2319	3700	13333	2832	8900	8200	2850
26.08.2002	2378	3650	12708	2868	8900	8400	2850
27.08.2002	2348	3600	13125	2832	8600	8200	2800
28.08.2002	2348	3650	13333	2759	8500	8300	2950
29.08.2002	2378	3700	13542	2723	8600	8600	3000
02.09.2002	2348	3650	13125	2759	8500	8400	2950
03.09.2002	2378	3600	12817	2759	8200	8400	2850
04.09.2002	2408	3700	13125	2759	8400	8400	2950
05.09.2002	2378	3650	13125	2723	8300	8500	2850
06.09.2002	2378	3800	13542	2759	8400	8600	2950
09.09.2002	2259	3750	13125	2723	7600	8300	2800
10.09.2002	2229	3550	12917	2687	7000	8000	2650
11.09.2002	2319	3550	13333	2687	7300	8300	2800
12.09.2002	2319	3500	13125	2905	7200	8400	2750
13.09.2002	2289	3550	13125	2905	7200	8400	2750
16.09.2002	2200	3500	13333	2832	7200	8300	2650
17.09.2002	2200	3550	13333	2832	7300	8300	2750
18.09.2002	2229	3600	13542	2759	7300	8300	2800
19.09.2002	2229	3550	13750	2687	7200	8200	2800
20.09.2002	2289	3550	13542	2796	7300	8200	2800
23.09.2002	2289	3550	13542	2759	7200	8200	2700
24.09.2002	2229	3350	13125	2687	6900	8000	2650
25.09.2002	2170	3450	13125	2614	7100	8000	2650
26.09.2002	2111	3350	12917	2578	6800	7900	2600
27.09.2002	2140	3400	13125	2578	6900	7900	2500
30.09.2002	2081	3350	12917	2469	6800	7700	2400
01.10.2002	2229	3400	13125	2723	7000	8100	2550
02.10.2002	2289	3400	13333	2578	7000	8000	2550
03.10.2002	2408	3300	13125	2578	7000	7800	2450
04.10.2002	2556	3250	13125	2542	7100	8000	2450
07.10.2002	2735	3300	13125	2447	6900	8000	2475
08.10.2002	2705	3250	12917	2447	6800	8000	2450
09.10.2002	2824	3350	13125	2777	7000	8500	2575

TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
10.10.2002	2854	3450	13542	2871	7200	8700	2650
11.10.2002	2765	3550	13125	3059	7200	8700	2700
14.10.2002	2705	3400	12917	3342	6900	8500	2550
15.10.2002	2883	3450	13125	3624	7100	9300	2650
16.10.2002	2883	3400	12917	4236	7000	9300	2600
17.10.2002	2824	3650	13958	4565	7300	9700	2800
18.10.2002	2765	3850	13958	4330	7500	10100	2800
21.10.2002	2586	3900	14167	4283	7700	10200	2800
22.10.2002	2348	4100	14583	4424	7700	10500	2900
23.10.2002	2348	4050	14375	4518	7500	10000	2900
24.10.2002	2616	4400	14792	4518	7900	10000	3050
25.10.2002	2527	4300	15000	4518	7900	10500	3050
28.10.2002	2408	4450	15000	4518	8100	10500	3100
30.10.2002	2348	4250	14583	4518	7800	10000	3050
31.10.2002	2378	4400	14792	4518	8000	10000	3100
01.11.2002	2378	4300	14792	4471	8100	10200	3100
04.11.2002	2408	4650	15208	4095	8400	11250	3450
05.11.2002	2705	5300	1667	3577	9200	12000	3900
06.11.2002	2705	5400	16458	3530	10300	11500	3850
07.11.2002	3032	6400	18958	3483	11250	13000	4350
08.11.2002	2913	6600	17917	3153	10750	12000	4250
11.11.2002	2765	6400	17292	3342	10500	11250	4200
12.11.2002	2675	5800	17083	3200	10250	10750	4050
13.11.2002	2735	6100	17917	3295	10750	10750	4150
14.11.2002	2943	6300	18958	3295	11000	11000	4450
15.11.2002	3092	6600	19375	3295	11500	11500	4600
18.11.2002	3329	6800	20000	3295	13000	11500	4750
19.11.2002	3151	6300	18958	3200	11750	10750	4450
20.11.2002	3151	6200	18958	3153	11500	11000	4450
21.11.2002	3329	6400	19583	3153	12250	11500	4600
22.11.2002	3151	6200	18542	3153	11000	11500	4450
25.11.2002	3032	6000	18125	2871	10750	11000	4200
26.11.2002	2973	6000	17708	2918	10750	11000	4200
27.11.2002	3092	6000	17917	2146	12000	11750	4300
28.11.2002	3032	5900	17500	2372	11750	12000	4250
29.11.2002	3270	6200	18333	2429	11750	11750	4400
02.12.2002	3270	6100	18125	2768	11500	11250	4450
03.12.2002	3270	6000	17917	3389	11500	11750	4400
04.12.2002	3270	6000	17917	3671	11500	12000	4400
09.12.2002	3151	5800	17083	3530	10500	11500	4250
10.12.2002	3329	5900	17708	3742	11000	11750	4350
11.12.2002	3210	5700	17292	3389	10500	11500	4250
12.12.2002	3508	6000	17500	3107	11000	11750	4400
13.12.2002	3389	5900	17083	3248	10750	11250	4300
16.12.2002	3092	5500	16250	2965	10000	11500	4100
17.12.2002	2854	4900	15208	2655	9000	10750	3800
18.12.2002	2913	4950	15625	2711	8700	11250	3800
19.12.2002	2854	4600	15417	2626	8100	10250	3600
20.12.2002	2913	4750	15417	2683	8200	10750	3650
23.12.2002	2794	4400	14782	2372	7600	10000	3350
24.12.2002	2705	4300	14583	2090	7300	10200	3250
25.12.2002	2794	4500	15208	2175	7500	10500	3400
26.12.2002	2675	4250	14375	2033	7100	10250	3150
27.12.2002	2735	4350	14583	2005	6900	9900	3100

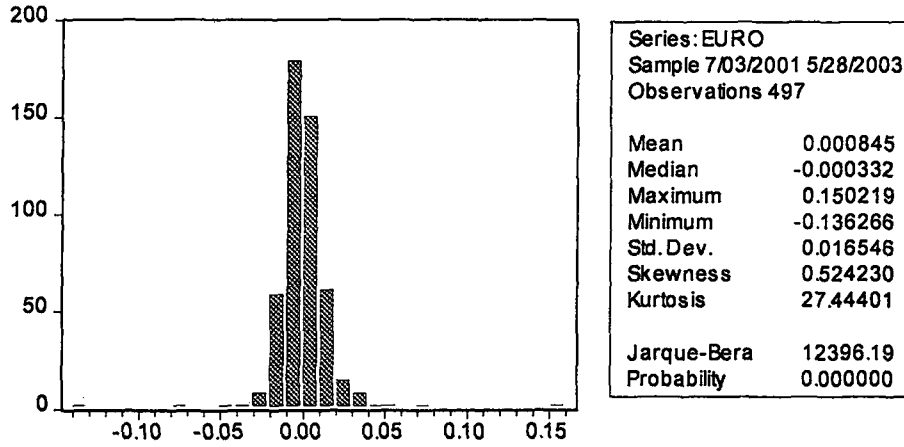
TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
30.12.2002	2646	4250	14375	1949	6800	9700	3100
31.12.2002	2586	4350	14375	1949	6700	9700	3150
02.01.2003	2646	4450	14583	2033	7300	10100	3200
03.01.2003	2765	4550	14792	2005	7300	10300	3250
06.01.2003	2616	4300	14167	1892	6900	9800	3100
07.01.2003	2697	4000	13333	1723	6400	9400	2900
08.01.2003	2467	4250	13542	1807	6700	9600	3100
09.01.2003	2408	4150	13750	1666	6800	9800	3150
10.01.2003	2378	4100	13542	1666	6700	10000	3100
13.01.2003	2378	4150	13958	1638	6700	10100	3250
14.01.2003	2378	4000	13542	1610	6700	9800	3300
15.01.2003	2378	4100	13542	1582	6800	10000	3350
16.01.2003	2408	4200	13958	1553	6700	10100	3350
17.01.2003	2378	4100	13750	1553	6800	10250	3400
20.01.2003	2438	4200	14167	1553	6900	10500	3450
21.01.2003	2408	4100	14167	1553	6900	10500	3500
22.01.2003	2378	4100	13958	1497	6900	11000	3450
23.01.2003	2438	4200	14583	1525	7000	11250	3600
24.01.2003	2438	4200	14375	1469	6900	11000	3550
27.01.2003	2408	4200	14167	1666	7000	11500	3400
28.01.2003	2378	4100	13958	1779	6700	11000	3400
29.01.2003	2378	4100	13958	1751	6800	11000	3450
30.01.2003	2408	4300	14375	1694	7000	11250	3450
31.01.2003	2586	4350	14583	1666	7200	11250	3500
03.02.2003	2556	4500	14583	1582	7400	11125	3550
04.02.2003	2527	4300	14167	1497	6800	11000	3400
05.02.2003	2527	4300	14167	1440	7500	11000	3400
06.02.2003	2616	4500	14375	1469	8100	10750	3500
07.02.2003	2646	4400	15000	1497	7800	11000	3500
17.02.2003	2675	4600	15625	1497	8100	10750	3600
18.02.2003	2854	5050	15833	1553	8000	11250	3750
19.02.2003	2794	5200	15833	1582	8100	10750	3650
20.02.2003	2735	5200	15417	1582	7800	10750	3550
21.02.2003	2735	5500	15208	1582	7900	10750	3650
24.02.2003	2675	5100	14792	1525	7700	10250	3600
25.02.2003	2586	5100	14583	1525	7900	10250	3650
26.02.2003	2616	5100	14375	1553	7600	10750	3600
27.02.2003	2646	5300	14792	1525	7800	10750	3650
28.02.2003	2616	5300	15000	1582	7800	10750	3650
03.03.2003	2229	4500	12708	1384	6800	9300	3250
04.03.2003	2259	4750	13125	1454	7100	9400	3350
05.03.2003	2319	4850	13750	1497	7500	9500	3500
06.03.2003	2348	4850	13958	1525	7400	9500	3500
07.03.2003	2319	5000	13750	1638	7300	9500	3550
10.03.2003	2289	4900	13542	1553	7100	9400	3450
11.03.2003	2259	4900	13333	1553	7300	9300	3450
12.03.2003	2259	4850	13125	1525	7200	9200	3350
13.03.2003	2289	4850	13542	1525	7200	9300	3450
14.03.2003	2259	4850	13125	1469	7000	3100	3400
17.03.2003	1992	4150	11875	1243	6400	7900	3150
18.03.2003	2200	4750	13125	1412	7000	8600	3550
19.03.2003	2051	4500	12083	1299	6400	7900	3350
20.03.2003	1962	4250	11667	1313	6300	7700	3250
21.03.2003	1843	4000	11250	1257	6200	8000	3200

TARİH	HURGZ	ISCTR	KCHOL	KRSTL	PRKTE	TCELL	VESTL
24.03.2003	1635	3550	11042	1186	5800	7900	3100
25.03.2003	1694	3850	11250	1257	6100	8100	3150
26.03.2003	1724	3900	11667	1257	6400	8100	3250
27.03.2003	1754	4000	11875	1285	6500	8300	3300
28.03.2003	1754	4050	11875	1257	6600	8700	3350
31.03.2003	1724	3950	11458	1257	6500	8700	3250
01.04.2003	1784	4050	12083	1299	6900	8900	3350
02.04.2003	1784	4050	12292	1341	6800	9100	3350
03.04.2003	1962	4100	12500	1370	7100	9400	3400
04.04.2003	2081	4400	12708	1356	7000	9700	3450
07.04.2003	2081	4650	13125	1426	7300	9600	3550
08.04.2003	2021	4550	12917	1497	7200	9400	3450
09.04.2003	2140	4800	13125	1525	7300	9400	3600
10.04.2003	2021	4550	12708	1497	7100	9100	3450
11.04.2003	2021	4500	12500	1525	7200	8900	3500
14.04.2003	2111	4775	12833	1596	7350	9350	3675
15.04.2003	2140	4700	13083	1652	7550	9400	3725
16.04.2003	2185	4725	13250	1920	7600	9500	3750
17.04.2003	2200	4675	13083	2076	7350	9400	3700
18.04.2003	2200	4700	13083	1963	7600	9350	3675
21.04.2003	2244	4825	13333	2033	7700	9550	3775
22.04.2003	2215	4750	13333	2104	7650	9450	3750
24.04.2003	2215	4650	12833	1991	7450	8850	3625
25.04.2003	2096	4675	13000	2490	7500	8950	3700
28.04.2003	2051	4700	12917	2650	7400	9100	3625
29.04.2003	2096	4775	13083	2450	7450	9350	3700
30.04.2003	2111	4825	13167	2420	7400	9400	3750
01.05.2003	2140	4775	13083	2240	8050	9350	3700
02.05.2003	2125	4725	13083	2260	7500	9350	3650
05.05.2003	2111	4625	12833	2200	8200	9250	3650
06.05.2003	2081	4375	12583	2140	7800	9150	3625
07.05.2003	2021	4200	12167	2090	7900	9100	3575
08.05.2003	2036	4250	12250	2140	8000	9000	3650
09.05.2003	2021	4200	12083	2180	8150	8700	3600
12.05.2003	2051	4350	12167	2180	8950	8500	3600
13.05.2003	2021	4325	12000	2150	8250	8350	3600
14.05.2003	2007	4275	11500	2060	7950	8200	3400
15.05.2003	1992	4200	11333	2010	7750	8000	3325
16.05.2003	2111	4225	11500	2010	7950	8050	3350
20.05.2003	2274	4275	11667	2000	8050	8150	3350
21.05.2003	2274	4375	11667	1990	7950	8250	3450
22.05.2003	2274	4450	11833	2160	7950	8350	3575
23.05.2003	2334	4600	12583	2160	8100	8650	3675
26.05.2003	2390	4725	12750	2160	8050	8550	3650
27.05.2003	2400	4625	12833	2130	8250	8750	3575
28.05.2003	2520	4775	13167	2130	8300	9200	3750
29.05.2003	2475	4725	13083	2140	8200	9250	3875
30.05.2003	2575	4725	13000	2120	8350	9250	3900

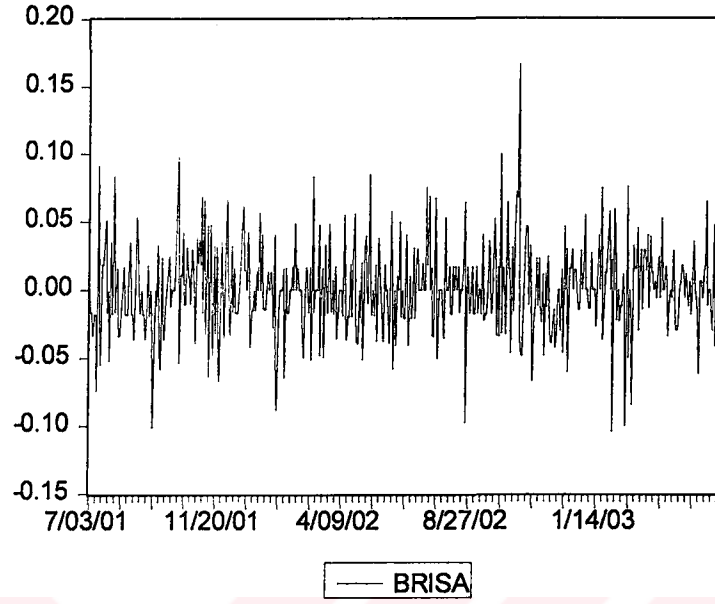
EK C : Portföyü Oluşturan Finansal Varlıkların Getirilerinin Dağılımı



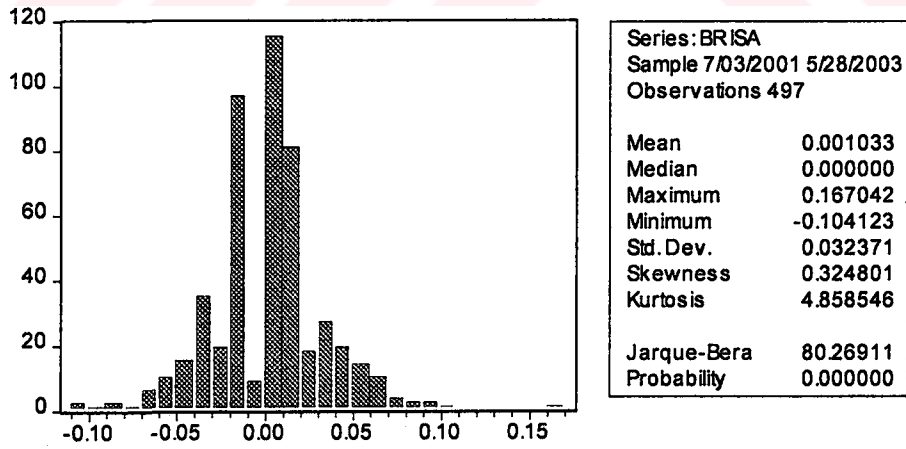
ŞEKİL C.1



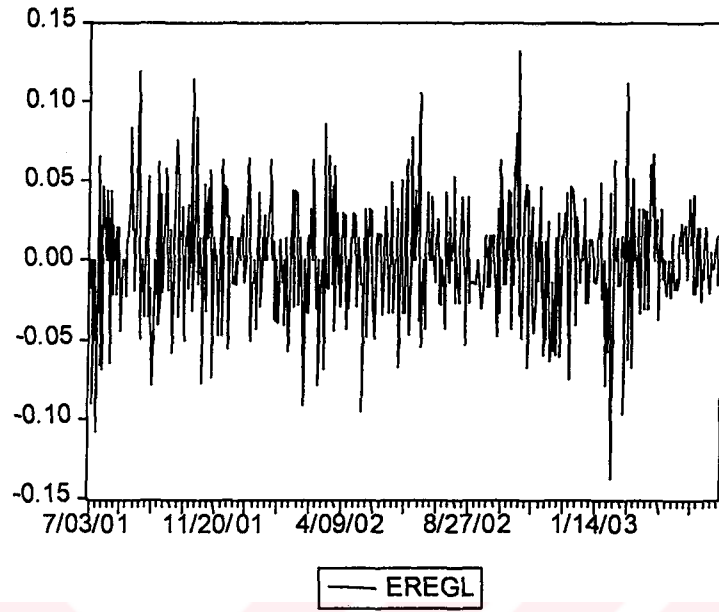
ŞEKİL C.2



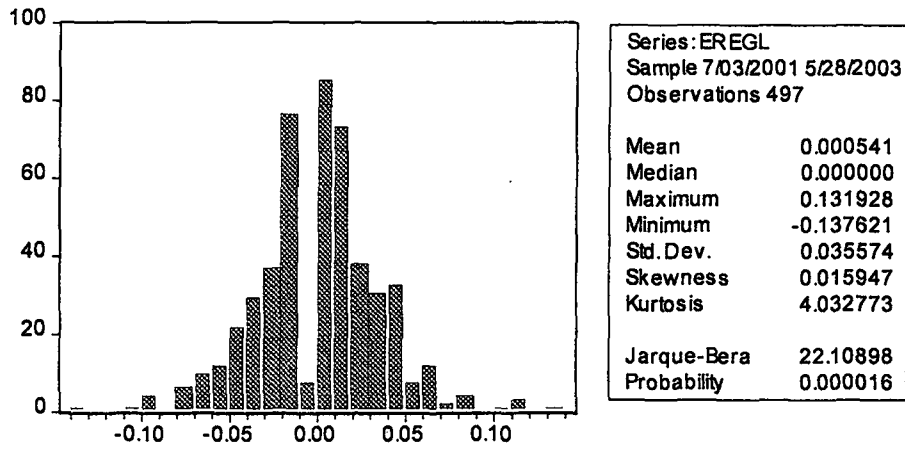
ŞEKİL C.3



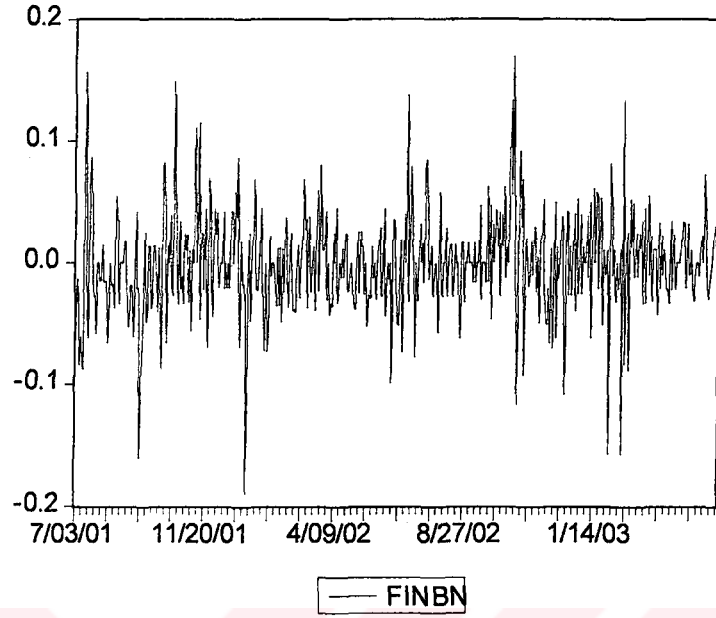
ŞEKİL C.4



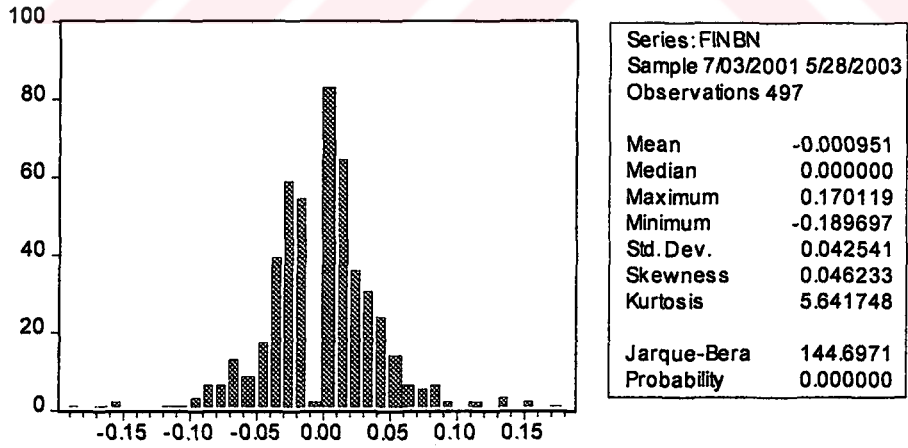
ŞEKİL C.5



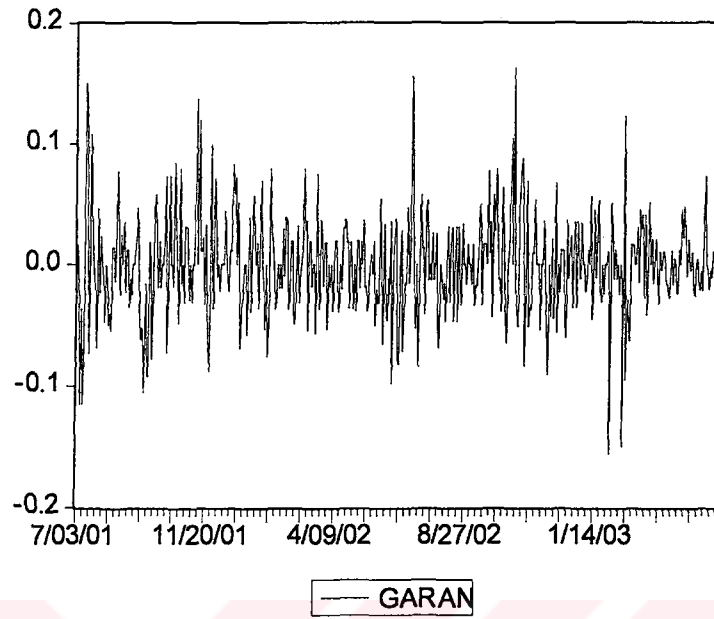
ŞEKİL C.6



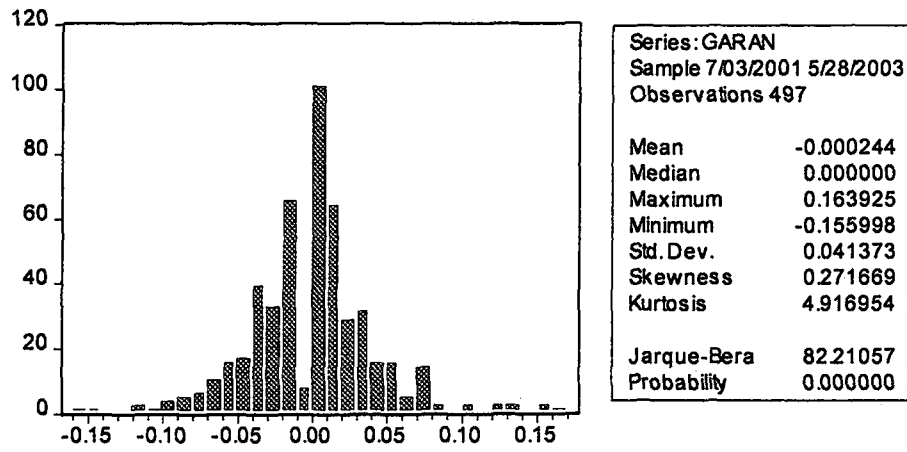
ŞEKİL C.7



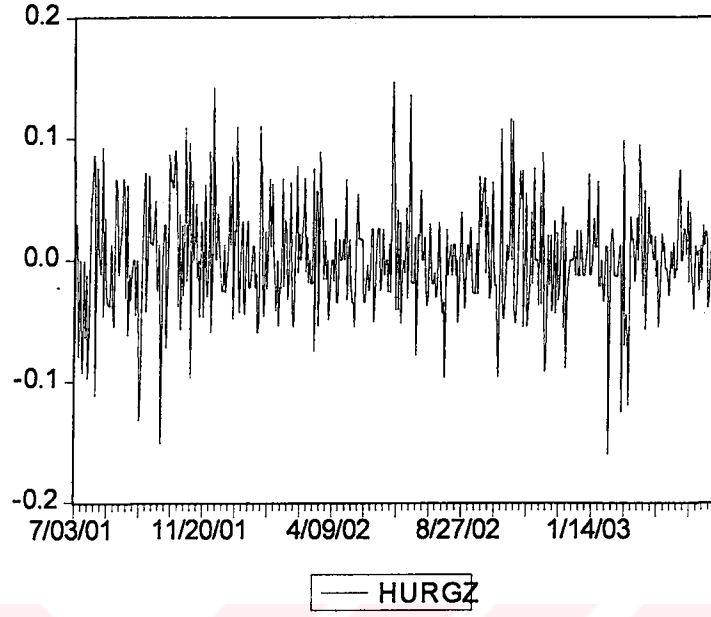
ŞEKİL C.8



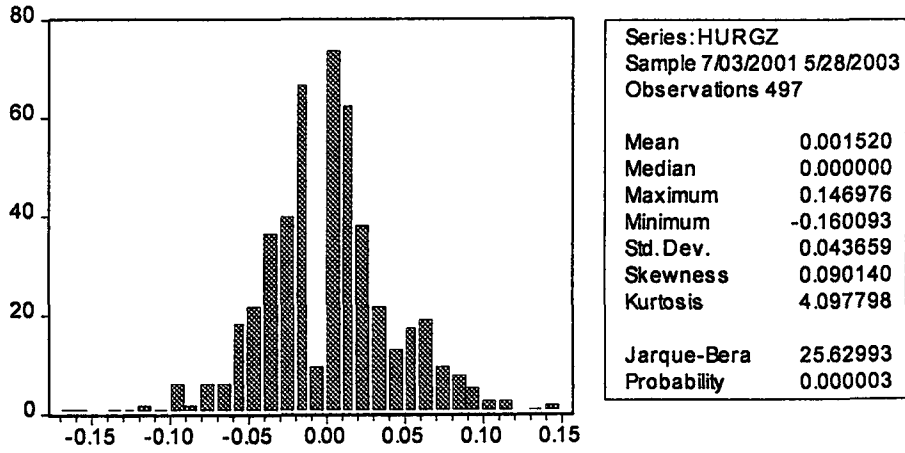
ŞEKİL C.9



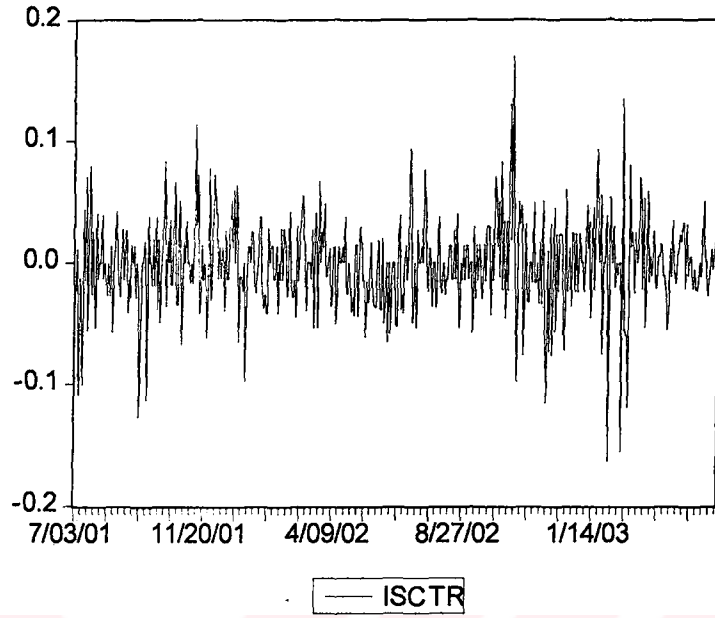
ŞEKİL C.10



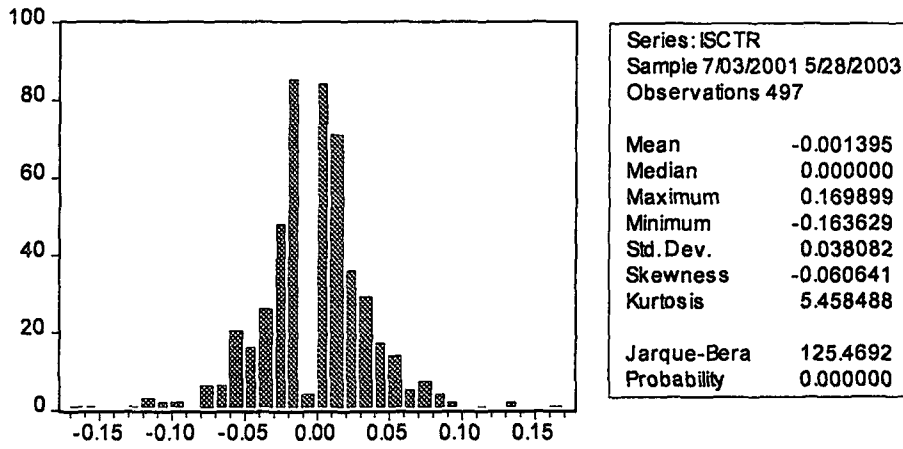
ŞEKİL C.11



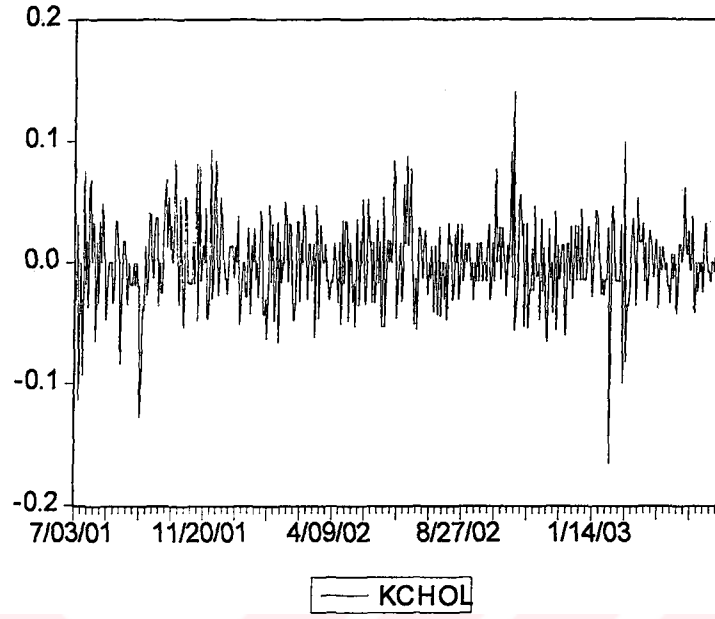
ŞEKİL C.12



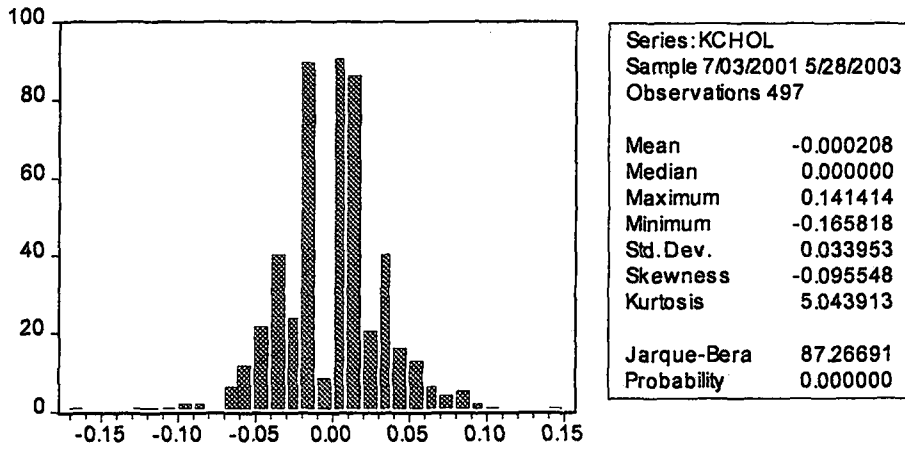
ŞEKİL C.13



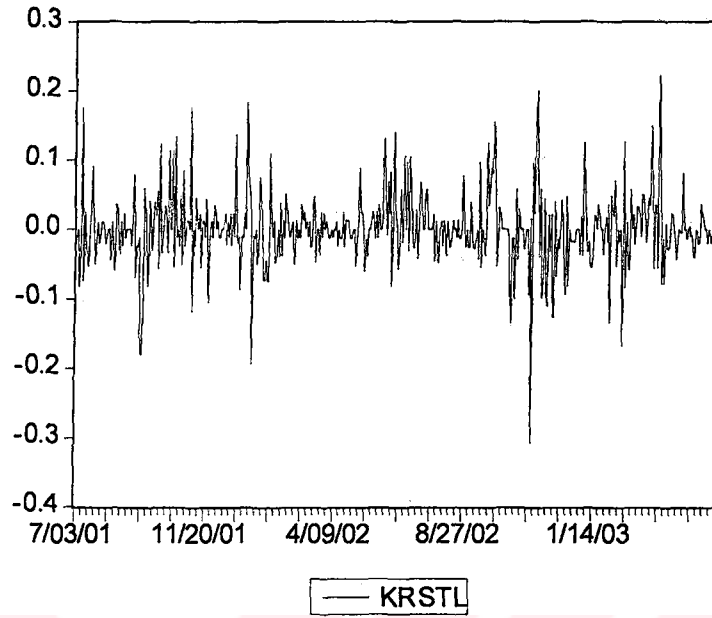
ŞEKİL C.14



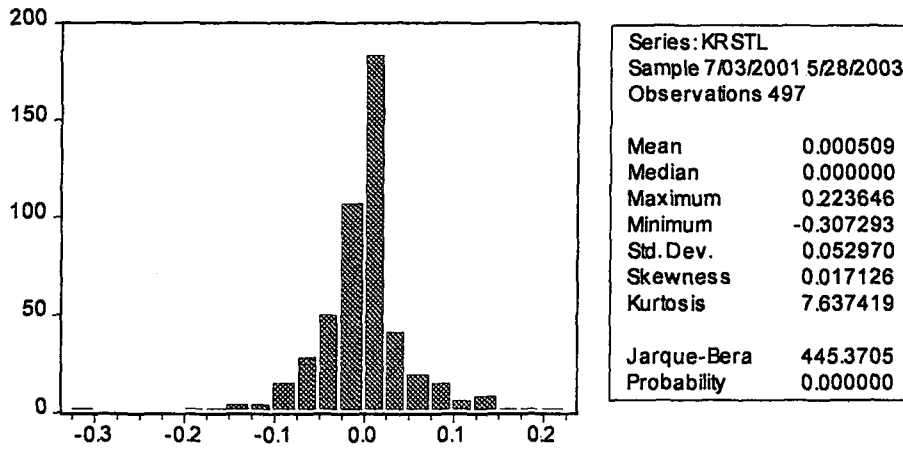
ŞEKİL C.15



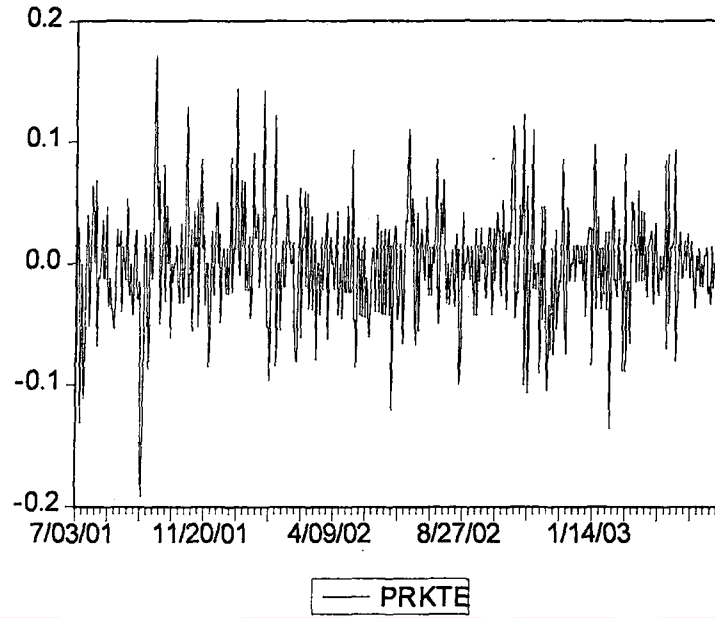
ŞEKİL C.16



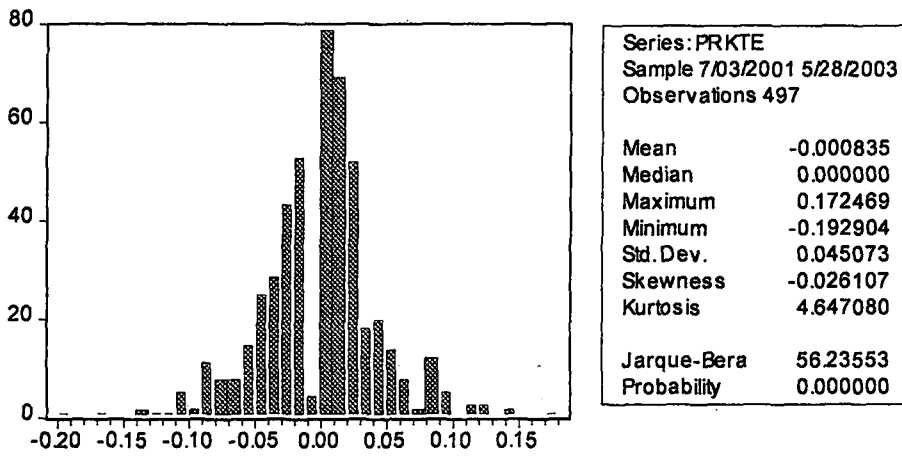
ŞEKİL C.17



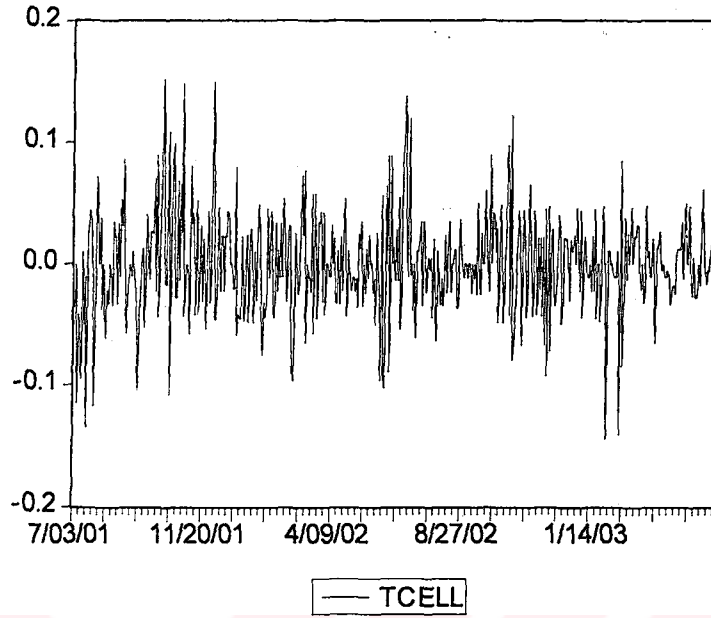
ŞEKİL C.18



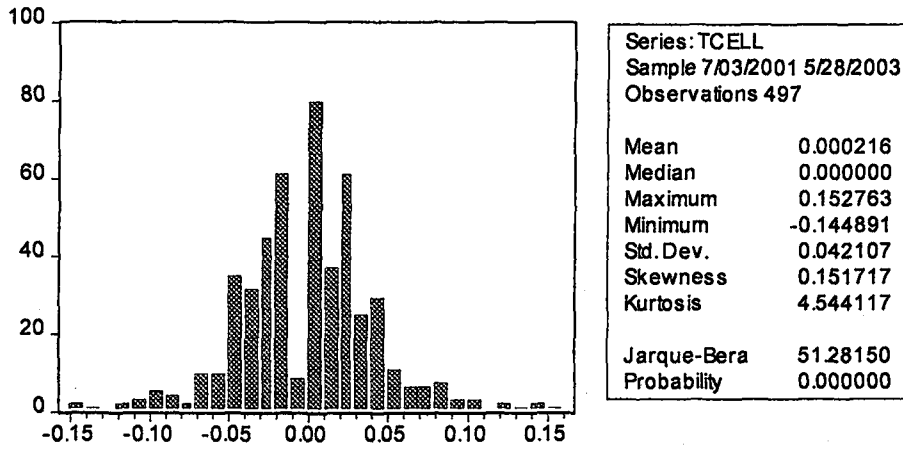
ŞEKİL C.19



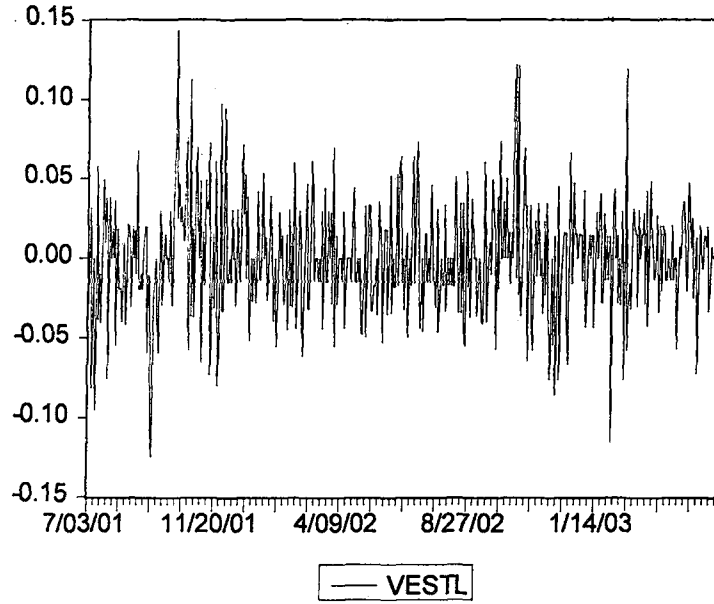
ŞEKİL C.20



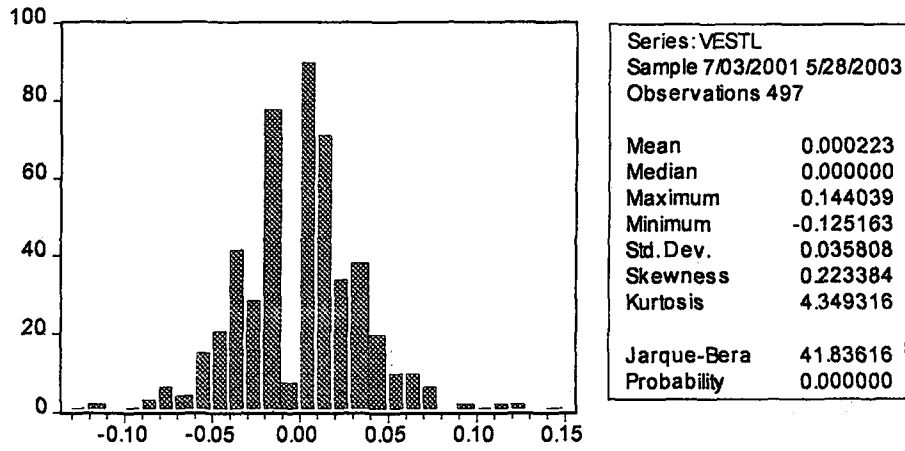
ŞEKİL C.21



ŞEKİL C.22



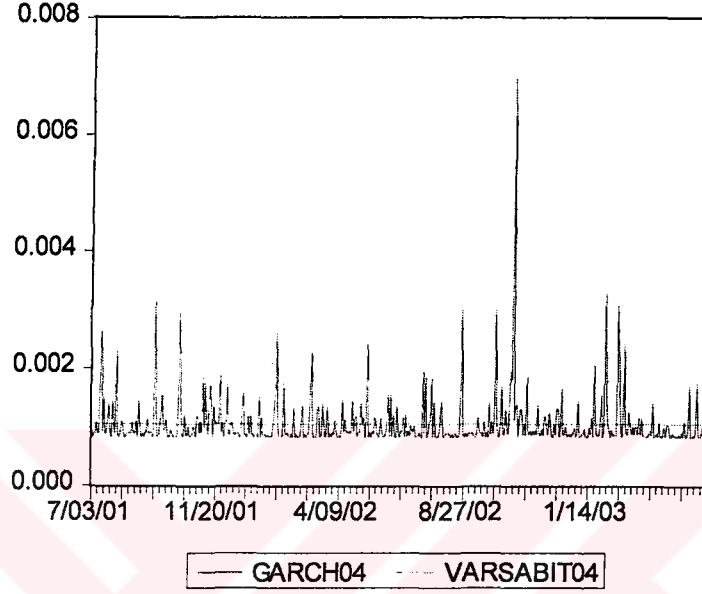
ŞEKİL C.23



ŞEKİL C.24

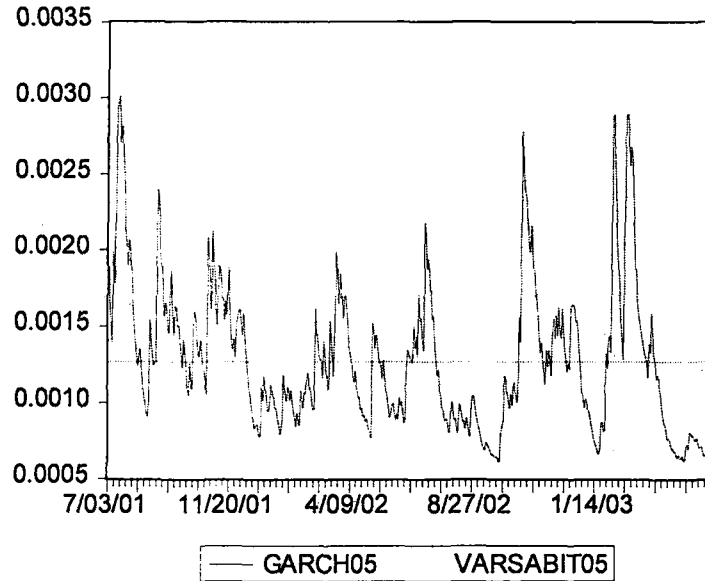
EK D : Finansal Varlıklar için GARCH ve Sabit Varyans Karşılaştırması

D.1) BRİSA KİMYA PETROL



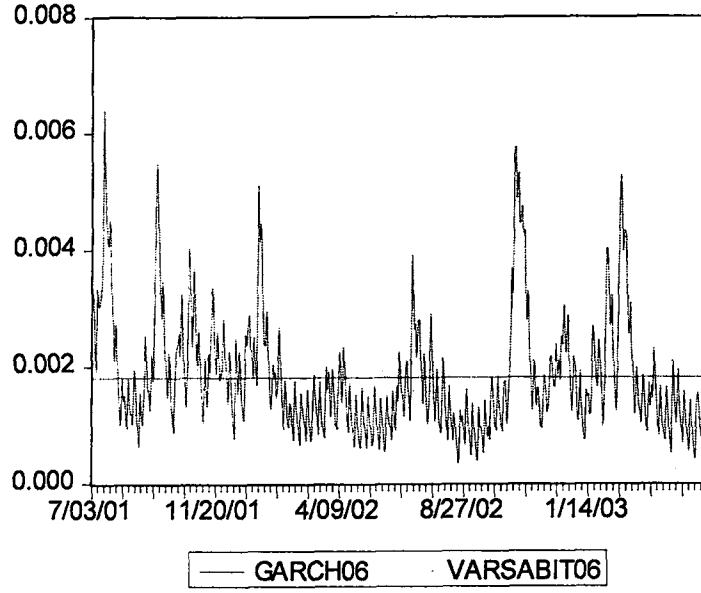
ŞEKİL D.1

D.2) EREĞLİ DEMİR ÇELİK



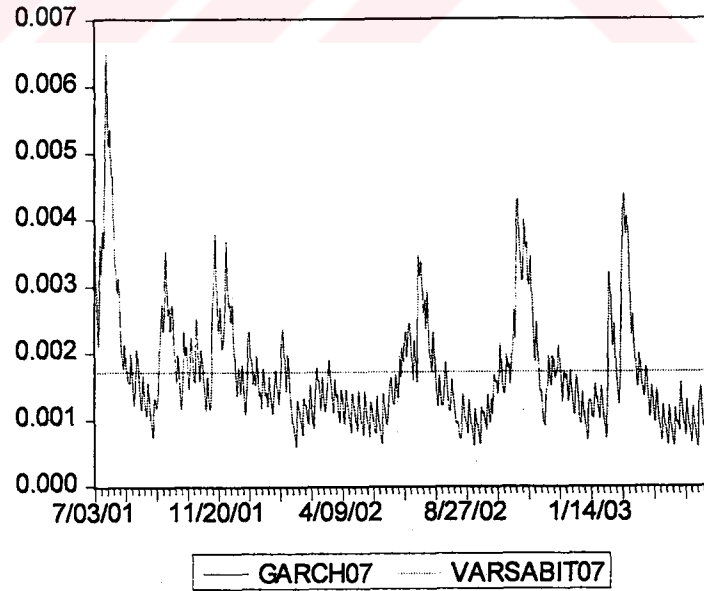
ŞEKİL D.2

D.3) FİNANSBANK



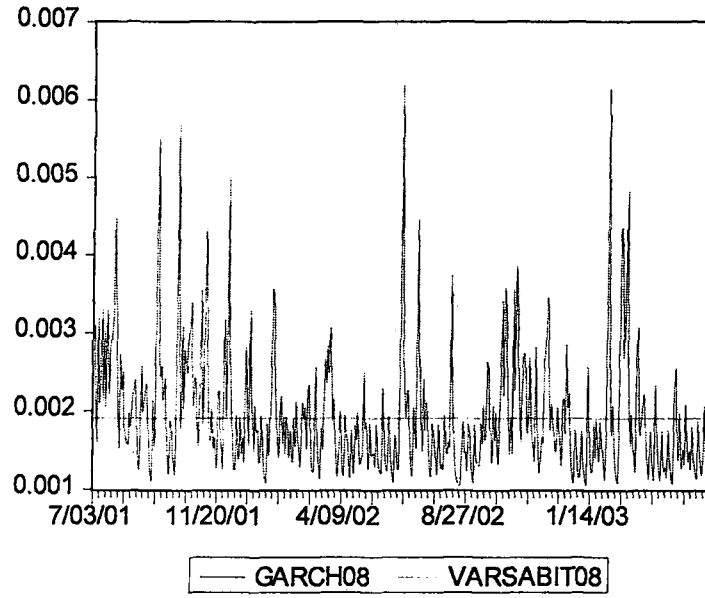
ŞEKİL D.3

D.4) GARANTİ BANKASI



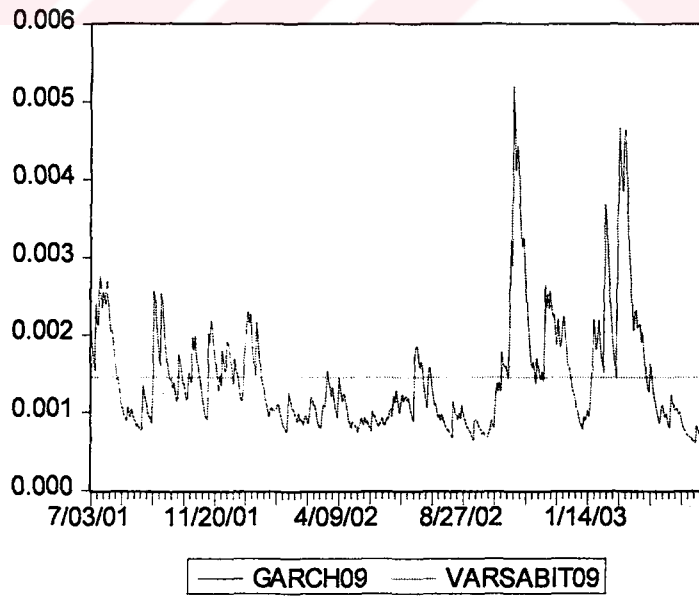
ŞEKİL D.4

D.5) HÜRRİYET GAZETECİLİK



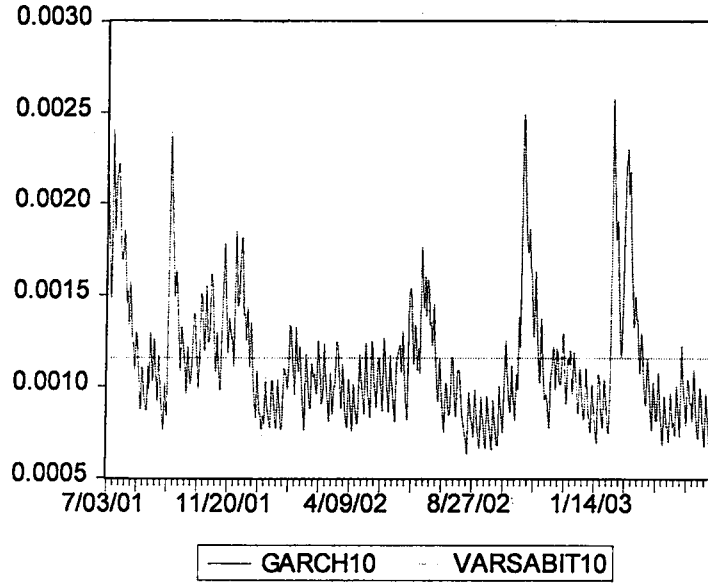
ŞEKİL D.5

D.6) İŞ BANKASI(C)



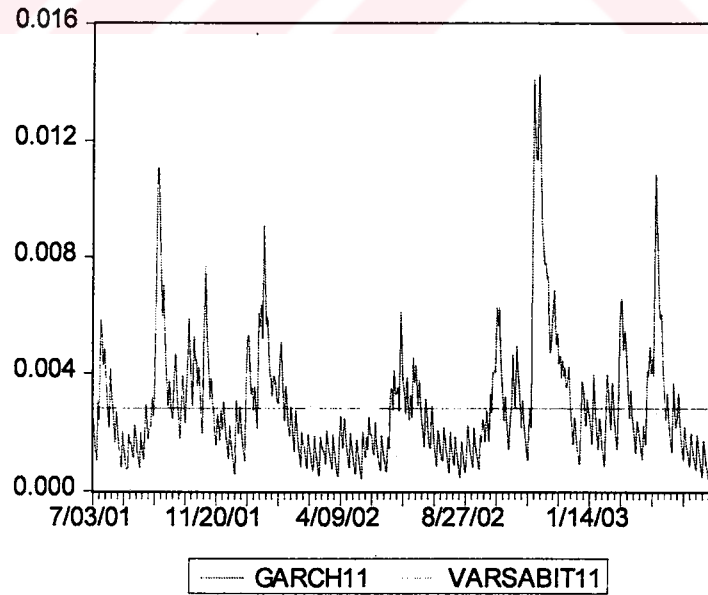
ŞEKİL D.6

D.7) KOÇ HOLDİNG



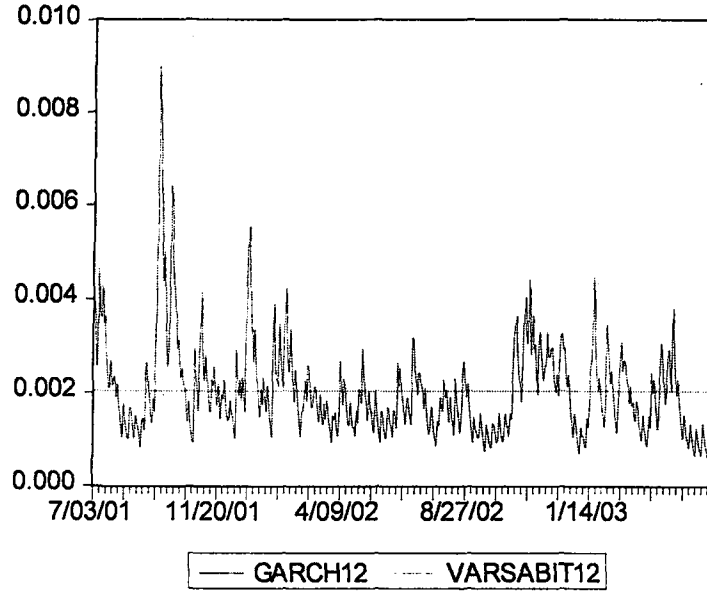
ŞEKİL D.7

D.8) KRİSTAL KOLA



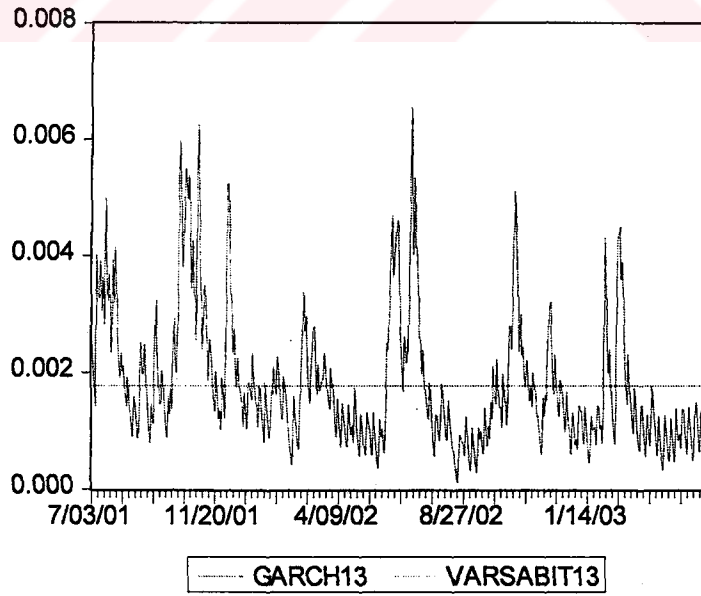
ŞEKİL D.8

D.9) PARK ELEKTRİK MADENCİLİK



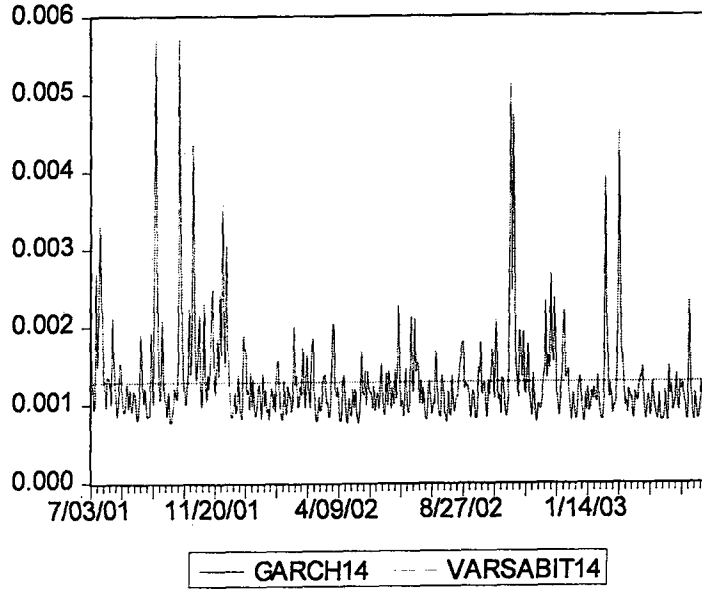
ŞEKİL D.9

D.10) TURCELL



ŞEKİL D.10

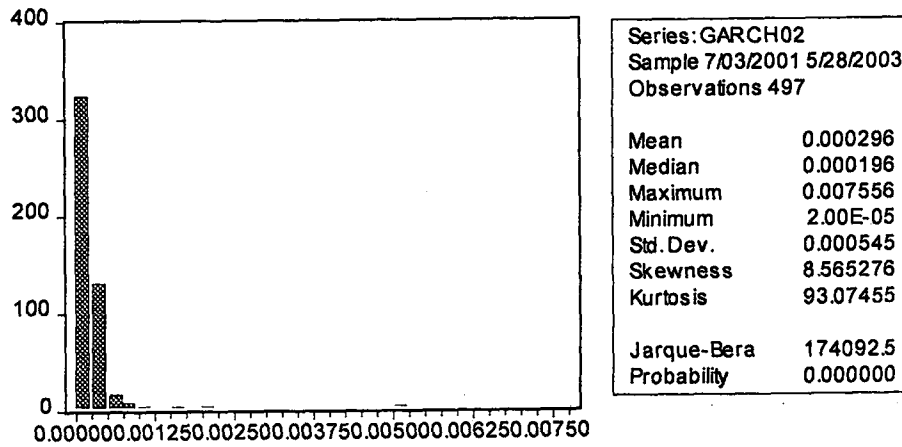
D.11) VESTEL



ŞEKİL D.11

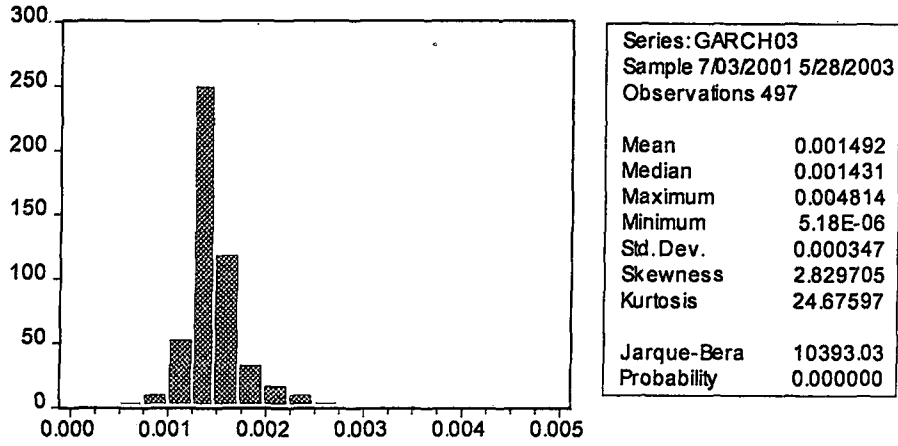
EK E : Bazı Finansal Varlıklar İçin GARCH' ın İstatistik Özetleri

E.1) EURO



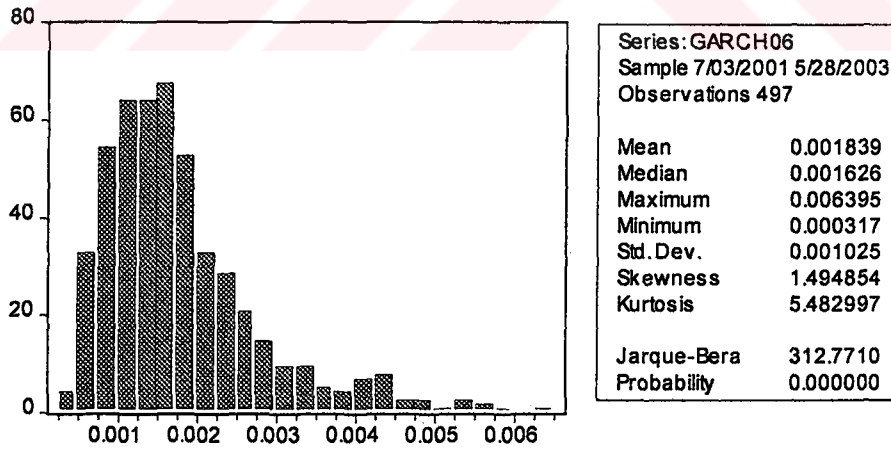
ŞEKİL E.1

E.2) ARÇELİK



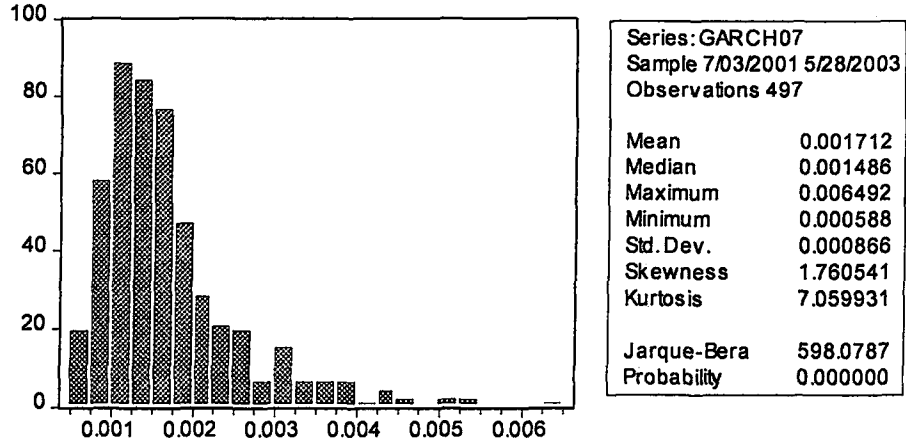
ŞEKİL E.2

E.3) FİNANSBANK



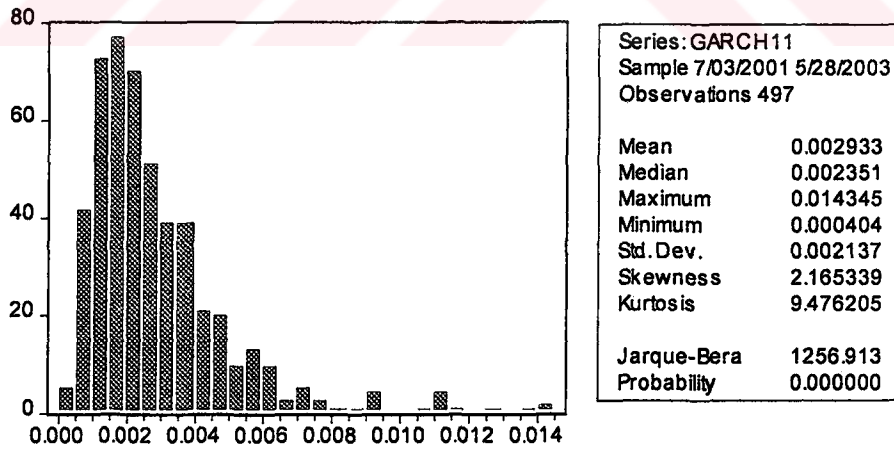
ŞEKİL E.3

E.4) GARANTİ BANKASI



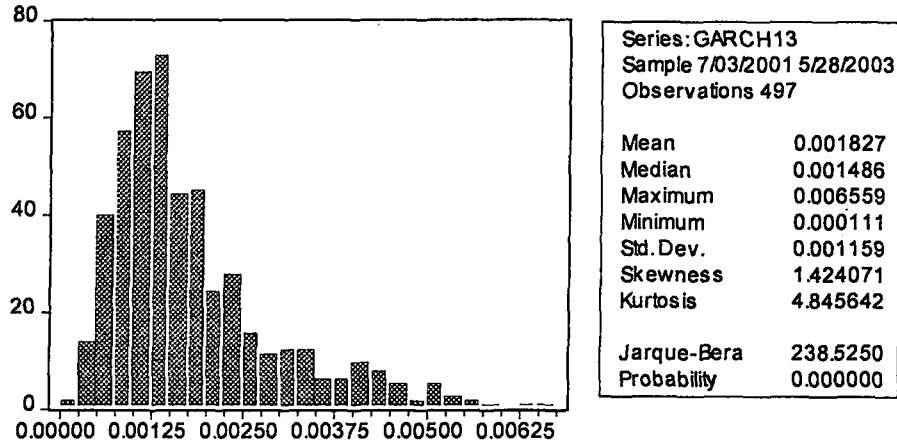
ŞEKİL E.4

E.5) KRİSTAL KOLA



ŞEKİL E.5

E.6) TURKCELL



ŞEKİL E.6

EK F: Finansal Varlıkların ARCH Etkili Getiri ve Varyans Deklemleri

Tablo F.1. : Euro'nun Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: EURO
Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003
Included observations: 497
Convergence achieved after 63 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000390	0.000545	0.715785	0.4741
Variance Equation				
C	-1.31E-06	5.27E-06	-0.248648	0.8036
ARCH(1)	0.222313	0.048546	4.579398	0.0000
GARCH(1)	0.665035	0.041458	16.04107	0.0000
CUMA	0.000196	1.83E-05	10.73099	0.0000

Tablo F.2 : Arçelik'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: ARCLK

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 45 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.001634	0.001642	0.995034	0.3197
Variance Equation				
C	0.002212	0.000275	8.039904	0.0000
ARCH(1)	0.118389	0.046617	2.539630	0.0111
GARCH(1)	-0.604678	0.146938	-4.115189	0.0000

Tablo F.3 : Brisa'nın Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: BRISA

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 18 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000858	0.001381	0.621431	0.5343
Variance Equation				
C	0.000821	0.000149	5.529328	0.0000
ARCH(1)	0.222593	0.053234	4.181425	0.0000
GARCH(1)	0.003641	0.147869	0.024625	0.9804

Tablo F.4 : Ereğli'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemleri

Dependent Variable: EREGL

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 12 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000417	0.001620	0.257218	0.7970
Variance Equation				
C	6.29E-05	3.77E-05	1.668666	0.0952
ARCH(1)	0.087615	0.025062	3.495968	0.0005
GARCH(1)	0.862740	0.044463	19.40376	0.0000

Tablo F.5 : Finansbank'ın Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemleri

Dependent Variable: FINBN

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 41 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	1.32E-05	0.001789	0.007352	0.9941
Variance Equation				
C	-0.000102	5.26E-05	-1.935032	0.0530
ARCH(1)	0.106834	0.025683	4.159658	0.0000
GARCH(1)	0.817330	0.039349	20.77142	0.0000
TATIL	0.000685	0.000263	2.605625	0.0092
CUMA	0.001107	0.000222	4.998201	0.0000

Tablo F.6 : Garanti'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: GARAN

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 20 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000165	0.001757	0.093853	0.9252
Variance Equation				
C	-3.94E-05	6.31E-05	-0.623573	0.5329
ARCH(1)	0.090098	0.023953	3.761436	0.0002
GARCH(1)	0.850176	0.039809	21.35625	0.0000
CUMA	0.000687	0.000203	3.388847	0.0007

Tablo F.7 : Hürriyet'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: HURGZ

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 13 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.002471	0.002070	1.193543	0.2327
Variance Equation				
C	0.000490	0.000208	2.361515	0.0182
ARCH(1)	0.180453	0.053532	3.370899	0.0007
GARCH(1)	0.498064	0.117795	4.228221	0.0000
CUMA	0.000693	0.000256	2.706606	0.0068

Tablo F.8 : İş Bankası (C)'nin Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: ISCTR

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 23 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.002165	0.001650	-1.312264	0.1894
Variance Equation				
C	5.48E-05	2.86E-05	1.914974	0.0555
ARCH(1)	0.089530	0.018833	4.753942	0.0000
GARCH(1)	0.861762	0.027149	31.74201	0.0000
TATIL	0.000478	0.000181	2.643460	0.0082

Tablo F.9 : Koç Holding'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: KCHOL

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 13 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000175	0.001613	-0.108242	0.9138
Variance Equation				
C	4.26E-05	7.70E-05	0.553299	0.5801
ARCH(1)	0.061354	0.020611	2.976841	0.0029
GARCH(1)	0.837439	0.064704	12.94262	0.0000
CUMA	0.000342	0.000157	2.178640	0.0294

Tablo F.10 : Kristal'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: KRSTL

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 21 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000997	0.002060	0.484003	0.6284
Variance Equation				
C	-0.000128	4.94E-05	-2.580557	0.0099
ARCH(1)	0.132058	0.021645	6.101007	0.0000
GARCH(1)	0.803823	0.025115	32.00604	0.0000
TATIL	0.001289	0.000385	3.349619	0.0008
CUMA	0.001473	0.000261	5.650131	0.0000

Tablo F.11 : Park Elek. Maden.'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemi

Dependent Variable: PRKTE

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 19 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	-0.000850	0.001954	-0.434958	0.6636
Variance Equation				
C	1.95E-05	8.42E-05	0.231632	0.8168
ARCH(1)	0.115295	0.029812	3.867375	0.0001
GARCH(1)	0.785991	0.049457	15.89228	0.0000
TATIL	0.001429	0.000431	3.318511	0.0009
CUMA	0.000700	0.000247	2.829757	0.0047

Tablo F.12 : Turkcell'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemleri

Dependent Variable: TCELL

Method: ML - ARCH

Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 14 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000199	0.001707	0.116299	0.9074
Variance Equation				
C	-7.63E-05	4.40E-05	-1.735598	0.0826
ARCH(1)	0.155410	0.031882	4.874600	0.0000
GARCH(1)	0.789714	0.040693	19.40644	0.0000
CUMA	0.000910	0.000155	5.867361	0.0000

Tablo F.13 : Vestel'in Arch Etkili Getiri ve Varyans Denklemleri

Dependent Variable: VESTL

Method: ML - ARCH

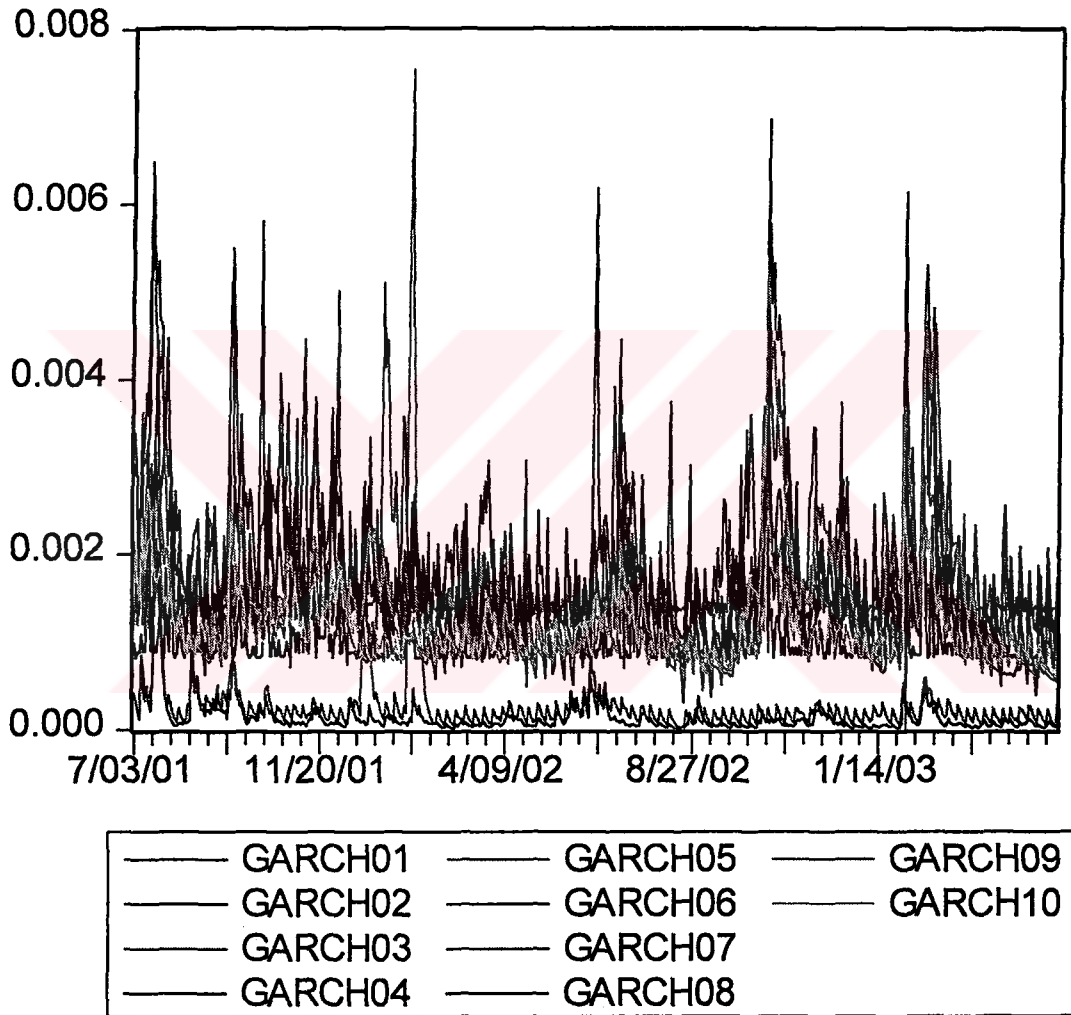
Sample: 7/03/2001 5/28/2003

Included observations: 497

Convergence achieved after 19 iterations

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000401	0.001498	0.267625	0.7890
Variance Equation				
C	0.000439	0.000156	2.820123	0.0048
ARCH(1)	0.225762	0.056155	4.020326	0.0001
GARCH(1)	0.384901	0.133691	2.879036	0.0040
CUMA	0.000362	0.000174	2.085308	0.0370

EK G : Finansal Varlıkların GARCH'larının Toplu Gösterimi



ŞEKİL G.1

ÖZGEÇMİŞ

Burcu Ardancı, 1980 yılında İstanbul'da doğdu. Orta ve Lise öğrenimini 1998'de Moda Koleji'nde tamamladı. 2002 yılında İstanbul Üniversitesi İktisat Fakültesi İşletme Bölümünden mezun oldu. Aynı yıl İstanbul Teknik Üniversitesi İktisat Yüksek Lisans eğitimine başladı. İngilizce bilmektedir.

