T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İŞLETME ANABİLİM DALI
MUHASEBE FİNANSMAN BİLİM DALI

VALUE AT RISK: RİSK ÖLÇÜMÜNDE YENİ BİR YÖNTEM VE PORTFÖY RİSKİNİN ÖLÇÜMÜ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

DOKTORA TEZİ

HAKAN KAPUCU

İSTANBUL, 2003

T.C.
MARMARA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

İŞLETME ANABİLİM DALI
MUHASEBE FİNANSMAN BİLİM DALI

VALUE AT RISK:
RİSK ÖLÇÜMÜNDE YENİ BİR YÖNTEM VE PORTFÖY RİSKİNİN ÖLÇÜMÜ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

DOKTORA TEZİ

HAKAN KAPUCU

Danışman: PROF. DR. GÜREL KONURALP

İSTANBUL, 2003

GENEL BİLGİLER

Adı ve Soyadı	:	Hakan KAPUCU
Anabilim Dalı	:	İşletme
Programı	:	Muhasebe – Finansman
Tez Danışmanı	:	Prof.Dr.Gürel KONURALP
Tez Türü ve Tarihi	:	Doktora – Mayıs 2003
Anahtar Sözcükler	:	Value at Risk, Portföy Optimizasyonu, ARIMA

ÖZET

VALUE AT RISK: RİSK ÖLÇÜMÜNDE YENİ BİR YÖNTEM VE PORTFÖY RİSKİNİN ÖLÇÜMÜ ÜZERİNE BİR UYGULAMA

Son on yıl içerisinde portföy yatırımları üzerindeki kısıtların ortadan kalkması, ülkeler arasındaki fon transferini kolaylaştırmış, bu da yüklenilen riskin çeşitliliğini ve derecesini artırmıştır. Baring's Bank, Metallgesellschaft ve Daiwa Bank gibi büyük finansal kuruluşların beklenmedik iflaslarıyla birlikte ortaya çıkan bu yeni durum, uluslararası kurumsal yatırımcılar ile risk yönetimi alanında çalışan akademisyenleri hesaplaması daha kolay, daha hızlı ve daha etkin bir raporlama olanağı sağlayan yeni risk ölçüm yöntemlerinin geliştirilmesi yönünde zorlamıştır. Value-at-Risk yöntemi, bu gereksinmeye bağlı olarak geliştirilen ve son yıllarda en çok kullanılan yöntemlerden biri olmuştur.

Value at Risk(VaR), normal piyasa koşulları altında, belirli bir güven ya da olasılık düzeyinde, belirli bir zaman dilimi boyunca, bir menkul değerin ya da bir portföyün değerinde beklenen en büyük kayıp olarak tanımlanabilir.

Bu çalışmanın amacı, Varyans-Kovaryans Yaklaşımı yöntemlerinden biri olan Normal Yöntem'den hareketle Markowitz'in Ortalama-Varyans modeline göre optimal İMKB Ulusal-30 portföyünün belirlenmesi ve optimal portföyün gelecekteki bir andaki Value at Risk değerinin tahmin edilmesidir. Tahmin yöntemi olarak kısa süreli tahminlerde başarılı sonuçlar üreten ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average) model kurma yöntemi yeğlenmiştir.

Öncelikle eşit ağırlıklı IMKB Ulusal-30 portföyünün varyansı temel alınarak en az İMKB Ulusal-100 endeksi getirisi kadar getiri sağlayacak optimal portföyün ağırlıkları belirlenmiştir. Amaca uygun olarak optimal portföyün VaR değeri eşit ağırlıklı portföyün VaR değerinden düşük çıkmıştır. Daha sonra ARIMA modelinden elde edilen regresyon denklemleri kullanılarak bir günlük tahmin yapılmış ve optimal portföyün VaR değeri hesaplanmıştır. Son olarak, modelin geçerliliğini ortaya konması bakımından gerçekleşen değerler ile karşılaştırılmıştır.

KNOWLEDGE

Name and Surname	**:**	**Hakan KAPUCU**
Field	**:**	**Business**
Programme	**:**	**Accounting and Finance**
Supervisor	**:**	**Prof.Dr.Gürel KONURALP**
Degree Awarded and Date	**:**	**Doctorate – May 2003**
Keywords	**:**	**Value at Risk, Portfolio Optimization, ARIMA**

ABSTRACT

VALUE AT RISK: A NEW METHOD FOR MEASURING RISK AND AN APPLICATION ON THE MEASUREMENT OF PORTFOLIO RISK

Recently, removing of constraints on portfolio investments makes capital flows easy between countries, so that increased varieties and level of risk. After unexpected bankruptcies of huge financial institutions as Baring's Bank, Metallgesellschaft and Daiwa Bank, international investors and academicians who study on risk management motivate for developing new methods for measuring risk which easier to calculate, faster and more effective to report. Value-at-Risk which is most popular method in decade is developed for that requirement.

Value at Risk(VaR), can be defined as the maximum expected loss on an investment over a specified horizon given some confidence level.

Main purpose of this study is to determine optimal portfolio composition of ISE-30 in according to Markowitz's Mean-Variance Model and to estimate optimal portfolio VaR in a future date, using Normal Method which is one of the Variance-Covariance Approaches. It is prefered ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average) method for estimation. According to this model, optimal portfolio VaR is estimated for one day and compared with real values.

İÇİNDEKİLER

Sayfa No:

GİRİŞ

90'lı yılların başlarında Baring's Bank, Metallgesellschaft ve Daiwa Bank gibi dünya finans sistemine yön veren büyük finansal kuruluşların beklenmedik iflasları, o güne kadar yürütülegelen risk yönetim anlayışının yeniden yorumlanması gerektiğini göstermiştir. Yetersiz denetim ve başarısız yatırım stratejilerine işaret eden bu olaylar, risk ölçümünde daha etkin, daha hızlı ve raporlaması daha kolay bir yöntemin gerekliliğini ortaya koymuştur.

Value at Risk, bu gerekliliğe karşılık geliştirilmiş en popüler yöntemdir. Bu yöntem normal piyasa koşulları altında, belirli bir güven ya da olasılık düzeyinde, belirli bir zaman dilimi boyunca, bir menkul değerin ya da bir portföyün değerinde beklenen en büyük kayıp olarak tanımlanabilir.

Türkçe yazında Value at Risk, Riskteki Değer, Riske Maruz Değer, Riske Açık Değer, Riskli Değer ve Risk Değeri gibi çeşitli adlar altında açıklanmaktadır. Bununla birlikte Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurulu, Riske Maruz Değer kavramını benimsemiştir. Bu çalışmada ise, kavram birliği henüz oluşmadığından yöntem, özgün adı ile anılmaktadır.

Bu çalışmanın amacı, İMKB Ulusal-30 endeksine yapılacak bir yatırımda optimal portföyün belirlenmesi ve bu portföyün gelecekteki bir andaki Value at Risk değerinin tahmin edilmesidir. Optimal portföyün Value at Risk değerinin tahmin edilmesinde ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) model kurma yönteminden yararlanılmıştır.

Giriş ve sonuç bölümü hariç çalışmanın birinci bölümünde, risk ve portföy riski kavramlarına değinilmiştir. Bu bağlamda risk ve belirsizlik, risk ve getiri, risk ve volatilite ilişkisi ile risk ölçümünde klasik ve modern yaklaşımlar açıklanmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın ikinci bölümünde ise, Value at Risk gereksinimi çerçevesinde Value at Risk kavramı tanımlanmış, risk yönetiminde Value at Risk yönteminin yeri ve önemi açıklanmıştır. Ayrıca, normal dağılım koşulu altında Value at Risk hesaplaması ve hesaplamada kullanılan parametrelere değinilmiştir. Buna ek olarak Value at Risk ölçümünde kullanılan sofistike yaklaşımlardan üçü olan Varyans-Kovaryans Yaklaşımı ile Monte Carlo ve Tarihi Simülasyon Yaklaşımları açıklanmaya çalışılmıştır.

Çalışmanın ekinde, kurulan ARIMA modeli ile yapılan analiz sonuçları ile optimal portföye ilişkin yapılan tahmin ve değerlendirmelerin sonuçları da yer almaktadır.

BİRİNCİ BÖLÜM

1 RİSK KAVRAMI VE PORTFÖY RİSKİ

1.1 Risk Kavramı

1.1.1 Riskin Tanımı ve Türleri

Belirlilik durumu, riskli durum ve belirsizlik durumu olmak üzere finansal yatırımları çevreleyen üç farklı durum söz konusudur. Belirlilik durumu, bir yatırımcının gelecekte ortaya çıkması olası durumlar ile ilgili tam bilgi sahibi olduğu durumdur. Dolayısıyla bu durumların ortaya çıkma olasılığı yüzde yüzdür. Riskli durum ise, gelecekte olması beklenen olayların olasılıklandırılabildiği durumdur. Belirsizlik durumu ise, gelecekte olması beklenen olaylar hakkında hiçbir bilgiye sahip olunmadığı dolayısıyla olasılıklandırılamayan durumdur. Bu çerçeve içinde finansal yatırımlar, riskli durum varsayımı altında yani gelecek ile ilgili olayların olasılıklandırılabildiği durumda yapılmaktadır.

Bu bağlamda risk, gelecekteki bir anda gerçekleşen getirinin beklenen getiriden sapması durumu olarak tanımlanabilir[1]. Dolayısıyla bu, gerçekleşen getirinin beklenen getirinin altında ya da üstünde olabileceği anlamına gelmektedir. Olumlu veya olumsuz sapma

[1] Frank J. FABOZZI, **Investment Management**, Prentice Hall International, New Jersey, 1995, p.61; Robert HAGIN, **Modern Portfolio Theory**, The Dow-Jones-Irwin Guide, Homewood, New York, 1989, p95.

olsun her iki durumda da risk olgusundan söz etmek mümkündür. Bu açıdan risk kavramı, bir yatırımdan elde edilecek getirinin tam olarak bilinememesi durumunu belirtmek üzere kullanılmaktadır. Başka bir deyişle riskli bir yatırım, gelecekteki getirilerinin gerçekleşme olasılıkları dağılımının bilinebildiği bir yatırımdır[2]. Geleceğin tam olarak bilinememesi, ancak risk ortamında söz konusu olmaktadır. Bu nedenle de risk ölçümü ancak gelecek ile ilgili durumların olasılıklandırılabilmesi sayesinde mümkün olmaktadır.

Hisse senedi olsun veya olmasın finansal yatırımları çevreleyen riskin niteliğine bağlı olarak risk kaynakları iki temel başlık altında toplanabilir: 1) sistematik risk ve 2) sistematik olmayan risk.

1.1.1.1 Sistematik Risk

Sistematik risk; portföy sahibi, yöneticisi ya da herhangi bir bireysel yatırımcı tarafından yönetilemeyen, bütünüyle o hisse senedinin içinde bulunduğu ekonomik, politik ve sosyal doku ile bu etkenlerde ortaya çıkan değişikliklerden kaynaklanan ve tüm piyasaları etkileyen risktir. Başka bir deyişle sistematik risk, piyasada işlem gören hisse senetleri dahil tüm menkul değerlerin fiyatlarını aynı anda ve aynı yönde etkileyen faktörlerin neden olduğu risktir. Dolayısıyla değişen oranlarda da olsa, beklenen getirinin sistematik değişkenliği, hemen hemen tüm menkul değerler için mevcuttur. Bununla birlikte, her menkul değerin içinde yer aldığı portföyün türüne göre sistematik risk seviyesi farklılıklar gösterebilmektedir.

Örneğin hisse senetleri için sistematik risk, ekonomik, sosyal ve politik yapıda ortaya çıkabilecek değişmelerin hisse senedi getirilerini etkilemesiyle oluşabilir. O nedenle, sistematik riskin portföy sahipleri ya da yöneticileri tarafından önlenmesi ve etkisiz kılınması mümkün değildir.

---

[2] Haim LEVY and Marshall SARNAT, **Capital Investment and Financial Decisions,** Fifth Edition, Prentice Hall, USA, 1993, p.216.

Sistematik riskin beş temel alt riskten oluştuğunu söylemek mümkündür:[3] Bunlar, 1) faiz oranı riski, 2) piyasa riski, 3) satınalma gücü riski, 4) politik risk ve 5) kur riski.

- **Faiz Oranı Riski:**Gelecekte piyasa faiz oranlarında ortaya çıkabilecek değişmelerin sabit getirili menkul değerlerin fiyatlarını ve getirilerini olumsuz yönde etkilemesidir. Faiz oranı riski, piyasa faiz oranının yükselme ve düşmesine bağlı olarak ortaya çıkmaktadır. Piyasa faiz oranında meydana gelen değişmeler, bir menkul değerin piyasa fiyatında dolayısıyla da veriminde değişmelerin oluşmasına neden olmaktadır. Faiz oranı riski genelde, sabit faizle borçlanma olanağı tanıyan menkul değerler için ortaya çıkan bir risktir. Çünkü sabit getirili bir menkul değer yatırımcısı piyasa faiz oranlarındaki değişmeyle birlikte zarara uğrayabilecektir.

Volatilitenin artması faiz oranı riskini yükseltmektedir. Tahvillerden elde edilen getirinin yeniden yatırıma dönüştürülmesi durumunda faiz oranlarındaki değişmenin menkul değerlerin getirileri üzerinde bir başka etkisi daha ortaya çıkmaktadır. Faiz gelirlerinin yeniden yatırıma dönüştürülmesinde ortaya çıkan risk *Yeniden Yatırım Oranı Riski* olarak tanımlanabilir. Tahvillere yatırım yapan bir yatırımcı, tahvili vade sonuna kadar elinde tutmayı düşünüyorsa, yalnızca yeniden yatırım riskini üstlenmiş olacaktır. Ancak elindeki tahvili vadesinden önce satmayı düşünen bir yatırımcı yeniden yatırım(*reinvestment*) riski ile de karşı karşıya kalacaktır. Bunun dışında eğer yatırımcı tarafından, borçlanma yoluyla yatırım finanse edilmişse, varlık yatırımından elde edilen getirinin borçlanma ya da borcu çevirmenin maliyetinden düşük olması durumunda yeniden yatırım oranı riski yanında *Yeniden Finansman (refinance)Riski*'nin de hesaba katılması gerekmektedir[4].

Ancak piyasa faiz oranlarında meydana gelen değişmeler diğer koşulların sabit olduğu varsayıldığında tüm menkul değerlerin fiyatlarını ve getirilerini

---

[3] Öztin AKGÜÇ, **Finansal Yönetim**, 6. Baskı, Muhasebe Enstitüsü Yayınları, İstanbul, 1996, s.836.
[4] Anthony SOUNDERS, **Financial Institutions Management: A Modern Perspective,** Richard D.Irwin Inc., USA, 1994, p.74.

aynı oranda etkilememektedir. Bu da faiz oranı riskinin piyasada sadece faiz oranına bağlı olarak ortaya çıkmasına karşın menkul değerler üzerinde yol açacağı getiri kaybının o menkul değerin yapısına ve özelliklerine göre değiştiğini göstermektedir.

Portföyde yer alan tahvillerin değerini ve getirisi yanında, hisse senetlerinin getirisi de faiz oranı riski ile karşı karşıya bulunmaktadır. Öyle ki, diğer koşulların değişmemesi koşuluyla faiz oranında ortaya çıkan değişmeler hisse senedinin beklenen getirisi üzerinde de etkili olmaktadır. Bu durumda, hisse senedi getirisinin tahvil gibi sabit faizli bir yatırım aracının elde tutulmasından sağlanacak getiriden çok daha fazla olması beklenmektedir. Yatırımcı tarafından bu ölçüt dikkate alındığında, getirisi doğrudan faize bağlı olan bir yatırım aracına yönelmekle hisse senedi arasında bir seçim yapabilecektir. Yatırımcı faizden daha fazla getiriyi hisse senedine yatırım yaparak sağlayacağına karar vermişse seçimini hisse senedi lehine yapacaktır.

Faiz oranı riski, piyasalarda faiz oranının sürekli yüksek seyrettiği Türkiye gibi ülkelerde hisse senedi yönünde yapılacak yatırım tercihlerini de azaltmakta, ekonomik dalgalanma ve istikrarsızlık nedeniyle oluşan faiz oranlarındaki kısa dönemli değişmeler ile uzun dönemde yüksek seyretme eğilimi, hisse senedi üzerindeki faiz oranı riskinin artmasına neden olmaktadır[5]. Bununla birlikte enflasyon oranının kabul edilebilir düzeyin üzerinde olması durumunda da piyasa faiz oranları enflasyon pirimini de içerecek şekilde yükselmekte dolayısıyla faiz oranı riski artmaktadır. Ancak gelecekte beklenen faiz oranlarında yüksek ve/veya önemli değişmeler olması tahmin ediliyorsa hisse senedine yatırım yapılması faiz oranı riski nedeniyle ortaya çıkan yeniden yatırım sonucu oluşan riskleri azaltacaktır.

[5] Faiz oranlarındaki değişmelerin menkul değerlerin fiyatları ve beklenen getirileri üzerindeki etkisinin hesaplanmasıyla ilgili olarak bkz. Frederick S.MISKIN, **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets**, Third Edition, USA, 1992, p.103-130.

- **Piyasa Riski**: Belirli bir zaman aralığında, bir şirketin kârları yükselirken hisse senetlerinin fiyatlarının düşmesi olağandışı bir durumdur. Şirketin kârları değişmemesine rağmen, kısa dönemde hisse senedinin fiyatları dalgalanma gösterebilmektedir. Bu durumunun nedenleri değişkenlik göstermekle birlikte, genelde tüm hisse senetlerine, özelde de belirli bir grup ya da türdeki hisse senetlerine karşı yatırımcının tutum ve davranışlarındaki bir değişim nedeniyle de oluşabilmektedir. Yatırımcıların beklentilerindeki değişim nedeniyle hisse senetlerinin getirilerindeki değişkenlik *piyasa riski* olarak tanımlanabilir[6].

Piyasa riski, şirketin faaliyetlerinden ve denetiminden tamamen bağımsız olarak, geçerli bir ekonomik nedene dayanmadan ve/veya belirsizliği artırıcı nitelikte olan savaş çıkması, başbakanın hastalanması vb. gibi daha çok psikolojik etkilerin bir sonucu olarak da ortaya çıkabilmektedir. Bu durumda oluşan panik etkisi ile genellikle yatırımcılar ellerindeki finansal varlıkları paraya çevirme eğilimine girmektedirler.

Bu risk daha çok hisse senetleri üzerinde görülmektedir. Riskten etkilenme derecesi söz konusu hisse senedini çıkaran kuruluşun sağlamlığına bağlı olmaktadır. Sağlamlık azaldıkça risk artmaktadır. Ayrıca hisse senedinin bulunduğu pazarın etkin olup olmamasına göre piyasa riski değişmektedir. Örneğin etkin bir piyasada etkin olmayan piyasaya göre daha az risk bulunmaktadır. Öte yandan tahvil vb. menkul değerlerin gelecek değerleri hisse senetlerine oranla çok daha gerçeğe yakın öngörülebildiğinden, piyasa riskinin tahvillerden çok hisse senetleri üzerinde etkili olduğu söylenebilmektedir. Bu nedenle piyasa riski altında, hisse senedi fiyatına göre tahvil fiyatı daha az dalgalanma göstermektedir.

- **Satın Alma Gücü Riski:**Ekonomi politikalarının bir sonucu olarak ortaya çıkabilen fiyatlar genel düzeyindeki sürekli artış paranın reel satın alma gücünü azaltacaktır. Satın alma gücü riski, enflasyon oranında ortaya çıkan

---

[6] Donald E. FISCHER; Ronald J. JORDAN, **Security Analysis and Portfolio Management**, Fourth Edition Prentice-Hall, . New Jersey:1987, p116.

bu yükselişin, paranın satın alma gücündeki azalış bağlamında, menkul değerlerin fiyatlarını etkilemesidir. Enflasyon riski de denebilen bu risk yatırımcıların potansiyel yatırımlarını da etkilemektedir. Satın alma gücü riskinin kaynağını oluşturan enflasyon, beklenen getiri düzeyini etkilemesi nedeniyle menkul değer yatırımlarının gerçek kârlılık düzeyinin hesaplanmasında dikkate alınması gereken en önemli unsurlardan biridir[7].

- **Kur Riski:** Yabancı para cinsinden yapılan yatırımlarda ulusal paranın yabancı paralar karşısındaki değerinin değişmesiyle ortaya çıkan risktir. Sermaye piyasalarının uluslararasılaşması nedeniyle hisse senetlerinin sadece yerli yatırımcı tarafından değil aynı zamanda yabancı yatırımcı tarafından da satın alınabilmesi bu riskin önemini artıran önemli bir faktör olmaktadır.

- **Politik Risk:** Politik risk, politik koşullardaki değişmeler nedeniyle menkul değer fiyatlarında ve getirilerinde ortaya çıkan değişiklikleri tanımlamakta kullanılan bir risktir. Dünyada ve ülke içinde ortaya çıkan politik değişiklikler belirsizlik yaratarak yatırımcının davranışlarını etkilemektedir.

1.1.1.2 Sistematik Olmayan Risk

Sistematik olmayan risk, genel olarak piyasaları tümden etkileyen sistematik riskin dışında, işletmeye veya menkul değeri çıkaran kuruluşun içinde bulunduğu sektör/sektörlere özgü koşullardan kaynaklanan risktir ve toplam riskin diğer bölümünü oluşturmaktadır. Çok iyi çeşitlendirilmiş bir portföy ile bu risk ortadan kaldırılabilmektedir. Dolayısıyla, sistematik riskin aksine sistematik olmayan riske neden olan etkenlere yönelik alınacak önlemler ile söz konusu riskin azaltılması ya da ortadan kaldırılması mümkün olmaktadır.

Sistematik olmayan risk genel olarak şu şekilde bölümlendirilebilir:

---

[7] Bu anlamda satın alma gücü (enflasyon) riski, menkul değer yatırımından elde edilecek reel getiri üzerinde etkili olmaktadır. Bir yatırımın reel getirisi, $rr = \frac{1 + \text{Nominal Faiz Oranı}}{1 + \text{Enflasyon Oranı}} - 1$ eşitliği yardımıyla hesaplanabilir.

- **Finansal Risk:**Hisse senedini çıkaran kuruluşun kaynak yapısı içinde, banka kredileri, uzun süreli kira sözleşmeleri gibi sabit bir takım yükümlülükler getiren varlıkların bulunması finansal riskin kaynağını oluşturmaktadır. İşletme faaliyetlerinin özkaynak ya da yabancı kaynaklarla finanse edilmesine bağlı olarak ortaya çıkan finansal risk, ortaklığın borç ödeme yeterliliği ile ilgili bir durumdur. Finansal risk, finansal kaldıraç derecesi ile ölçülebilmektedir. Finansal kaldıraç, bir işletmenin sermaye yapısı içinde sabit yükümlülükler getiren fonlara yer verilmesi, yani borçlanma yolu ile işletmenin öz sermaye kârlılığının artırılması anlamına gelmektedir. Kaldıraç etkisi ancak, aktif verim oranı borcun maliyetinden yüksek olduğu sürece mümkündür.

- **İş Riski:** İşletmenin çalışma alanı içerisinde gerçekleştirdiği faaliyetleri sonucunda sağladığı gelirlerinde olumsuz yönlü değişimlerdir. İş riskini oluşturan öğelere bakıldığında tüketicilerin tercihlerindeki değişmeler, dış rekabet, o iş kolunda yaşanan grevler, teknolojik gelişmeler ve hammadde sağlamada zorluk çekilmesi görülebilir. Ancak bu riskler sadece o iş kolunda yer alan işletmeler için ortaya çıkarken sektör dışındakileri etkilemeyecektir.

- **Yönetim Riski:**İşletmelerin faaliyetleri sonucunda elde edecekleri gelirlerinin miktarı önemli ölçüde işletme faaliyetlerine yön veren yönetim birimlerine bağlıdır. Başarılı yöneticilerin işletmelerin yönetim kadrolarına getirilmesi bile doğrudan hisse senedi fiyatlarını etkilemektedir. Yönetim kadrosu ve onların beceri düzeyine bağlı olarak oluşan yönetim riski hisse senetleri için önemli bir risk unsurudur. İşletme yönetiminde becerikli bir kadronun iş başında bulunması, faaliyet gelirlerini artıracağından söz konusu hisse senedinin piyasa fiyatları üzerinde olumlu etkiye neden olacaktır.

1.2 Risk Ölçümü

Gelecek ilgili bilgi eksikliğine bağlı olarak verilen karardan amaçlanan sonucun alınamaması tehlikesi her zaman bulunmaktadır. Bu durum finansal varlık yatırımları için de söz konusu olmaktadır. Yatırımcı şu veya bu biçimde kendisini geleceğin belirsizliğinden kaynaklanan tehlikelerden kısmen ve/veya tamamen korumaya çalışmaktadır. O nedenle, gerek daha az gerekse yüksek risk taşıyan ancak yatırımdan daha yüksek verim beklenebilen yatırım araçlarını seçmek, seçerken de riskli durumun büyüklüğünü ölçmek gerekmektedir. Bununla birlikte, yatırımcının menkul değerler ve çevre koşulları hakkında geleceğe ilişkin olarak tüm bilgiye sahip olduğu belirlilik durumunda risk söz konusu olmadığından risk ölçümüne de gerek yoktur.

1.2.1 Risk ve Belirsizlik

Geleceğe ilişkin kararlar verilmesi durumunda alınabilecek tüm önlemlere rağmen belirsizliğin tamamen ortadan kaldırılamaması kaçınılmaz olarak belirsizlik ile risk arasındaki ilişkiye işaret etmektedir. Belirsizliğin ortaya çıkma olasılığı doğrudan riske dönüşmektedir. Riski azaltmanın tek yolu bilgilenmedir. Bilgilenme belirsizliği ortadan kaldıracağı için menkul değerlere yapılacak bir yatırımda risk azaltılmış olmaktadır. Bu nedenle, risk ve belirsizlik arasında çok küçük ama önemli bir ayrım bulunmaktadır.

Belirsizliğin derecesi, gelecekle ilgili bilgi birikiminin yeterliliğine bağlı olarak değişmektedir. Belirsizliği ortaya çıkaran etkenler ile ilgili olarak bireysel veya kurumsal yatırımcının bilgi birikimi ile öngörülerindeki kesinlik arttıkça belirsizlik ve buna bağlı olarak üstlenilen riskin derecesi azalmaktadır. Rasyonel davranan yatırımcı, kararlarında fayda maksimizasyonu temeline göre hareket etmektedir. Ancak her yatırımcının optimum risk ve getiri bileşimine göre beklediği fayda eşiği aynı değildir. Bununla birlikte finansal yatırımcılar, fayda eşikleri farklılık gösterse de yatırım kararı almadan önce yeterli bilgiye ulaşarak yüklendikleri riskleri azaltma eğilimindedirler. Bu açıdan risk ve getiri arasındaki ilişki yatırım kararı üzerindeki felsefik tartışmanın da temelini oluşturmaktadır[8].

Risk ve belirsizlik kavramları arasındaki ilişkiye yönelik olarak şu örnek verilebilir:[9] Belirli bir bölgede petrol arayan bir şirketin petrol bulma olasılığı belirsizlik kavramıyla açıklanabilir. Buna karşılık, aynı bölgede bir çok araştırma yapmış ve elinde bölgeyle ilgili geçmiş veri olan bir şirketin petrol bulma olasılığı ise, risktir.

---

[8] Bkz: G.B. RICHARDSON, **Information and Investment: A Study in the Working of the Competitive Economy,** Clerandon Pres, New York, 1997.

[9] Ali CEYLAN, Turhan KORKMAZ, **Borsada Uygulamalı Portföy Yönetimi**, 3. Baskı, Ekin Yayınevi, Bursa, 1998, s.31-32.

1.2.2 Risk ve Getiri

Her türlü yatırım kararında beklenen olasılığın gerçekleşmesi, gelecekteki bir zaman diliminde ortaya çıkacaktır. Beklenen getiri de gelecekte ortaya çıkması olası durumların çeşitliliği ve düzeyine göre farklılıklar gösterecektir. Bu değişken durum getiri düzeyini doğrudan doğruya etkilemektedir. Bu yüzden de menkul değer yatırımı yapanların bekledikleri getiri menkul değerin türüne(sabit getirili menkul değerler için faiz geliri, hisse senetleri için kâr payı ve değer artışı) göre, değişmektedir. Özellikle de piyasada yatırımcılar, fiyat değişimleri ve getiri düzeyleri açısından istikrarlı menkul değerlere yönelerek risklerini minimize etmeye çalışmaktadırlar. Ancak söz konusu menkul değerin getirisi üzerinde en önemli etkenler ekonominin durumu, işletmenin pozisyonu ve sektörün genel yapısıdır. Örneğin, özel sektör ya da devlet tahvilinin taşıdıkları riskin birbirinden farklı olması nedeniyle beklenen getirileri de farklıdır. Diğer bir ifadeyle, riskin büyüklüğüne bağlı olarak menkul değerden beklenen getiri de değişmektedir. Bunun anlamı risk yükseldiğinde beklenen getirinin de yükseleceğidir.

Her finansal karar, risk ve getiri bileşiminin bir fonksiyonu olmaktadır. Risk ve getiri arasındaki ilişki elde etme olanağına ulaşmak için daha yüksek riski kabul etmek daha yüksek getiri anlamına gelen risk-getiri tercihi(trade-off) şeklinde ortaya çıkmaktadır. Bir yatırımcı daha yüksek düzeyde bir getiri elde etmek istiyorsa, bunu risk düzeyinde belirli bir yükselişi kabul ederek başarabileceğini dikkate almalıdır. Bu açıdan, risk ve getiri arasında doğru orantılı bir ilişki olduğu söylenebilir. Dolayısıyla, birindeki yükseliş diğerindeki yükselişi beraberinde getirmektedir[10].

Görüldüğü gibi, kaybetme olasılığına karşılık getiri beklentisi kaçınılmaz olarak risk ile çok yakından bağıntılıdır. Bu açıdan, riskin ortaya çıkışı, Tablo 1'de sistemleştirilen üç farklı etmenin varlığına bağlı olmaktadır[11]: 1) Yetersiz kontrol, 2) yetersiz bilgi ve 3) yetersiz zaman.

[10] Jim McMENAMIN, **Financial Management,** London, 1999, p.185.
[11] William LEISS and Christina CHOCIOLKO, **Risk and Responsibilty,** McGill-Queen's University Press, Canada, 1994, p.11-12.

Tablo 1
Risk Bileşenleri ile Risk Etmenleri Arasındaki İlişki

Risk Bileşenleri / Risk Etmenleri	Potansiyel Kaybın Büyüklüğü	Potansiyel Kaybın Gerçekleşme Olasılığı	Potansiyel Kayıpla Karşılaşabilirlik
Yetersiz Kontrol			
Doğa etkisi İnsan etkisi Yetersiz kaynaklar Yetersiz bilgi Yetersiz zaman	Etkilemez	Etkilemez	Etkilemez
Yetersiz Bilgi			
Yetersiz bilgi Güvenilir olmayan bilgi Alışılmamış(unfamiliar) bilgi Öngörülemeyen bilgi Yetersiz zaman	Bilinmektedir	Bilinmemektedir.	Bilinmemektedir.
Yetersiz Zaman			
Belirsizlik ortaya çıkmadan önce seçim yapılmalı	Anlamak ya da azaltabilmek için yetersiz zaman	Anlamak ya da azaltabilmek için yetersiz zaman	Anlamak ya da azaltabilmek için yetersiz zaman

İnsan ya da doğal koşullardan kaynaklanabilen kontrol yetersizliği, hem yetersiz kaynaklardan hem de yetersiz bilgi ve zamandan doğabilir. Bilgi yetersizliği ise, hem yetersiz ya da güvenilir olmayan veriden hem de zaman yetersizliğinden kaynaklanabilir. Zaman yetersizliği basit olarak, belirsizlik ortaya çıkmadan önce bir seçim yapılması gerektiği gerçeğini yansıtmaktadır.

1.2.3 Risk ve Volatilite

Hisse senedinin fiyatındaki değişmeler hisse senedi yatırımcısının kararını önemli ölçüde etkileyecektir. Hisse senedi fiyatlarındaki ani düşüşler veya artışlar volatilite kavramı ile ifade edilmektedir[12]. Diğer bir deyişle fiyat riski olarak da adlandırılabilecek volatilite, hisse senedinin gelecekteki fiyatının beklenen fiyattan sapma olasılığı olarak tanımlanabilir. Bu bağlamda fiyatlardaki değişkenlik hisse senetlerinin getirilerini de etkilemektedir.

Finansal piyasalarda fiyat volatilitesi yatırım kararlarında ve finansal piyasaların modellenmesinde temel öğe olarak her zaman önemli bir rol oynamaktadır. Risk tahmin

[12] Mustafa Kemal YILMAZ, **Hisse Senedi Opsiyonları ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Uygulanabilirliği**, İMKB Yayınları, Emir Ofset, İstanbul, 1998, s.202.

edilen değerlerden sapma olasılığı olduğuna göre, riski azaltmanın bir yolu da geleceğe ilişkin daha iyi tahminler yapabilmektir. Bu amaçla, 1970'li yıllardan itibaren finansal kuruluşlar hisse senedi fiyatlarındaki değişmeleri(oynaklığı) daha iyi tahmin edebilmek ve belirsizliği azaltarak riski minimize edebilmek için yoğun biçimde ekonomistlerin çalışmalarından yararlanmışlardır. Buna bağlı olarak özellikle vadeli piyasalarda tahmin teorileri ve modellerinde önemli gelişmeler kaydedilmiş, volatilite tahminleri çok daha iyi sonuçlar vermeye başlamıştır[13].1990'lardan sonra dünyadaki gelişmeye paralel olarak Türkiye'de de hisse senetlerinin fiyat oynaklığı üzerine yapılan çalışmalarda artış gözlenmektedir. Bu çerçevede, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki hisse senetlerinin oynaklığı ve ölçümüne yönelik olarak BALABAN(1997) ve YILMAZ(1997) tarafından yapılan çalışmalar örnek olarak gösterilebilir[14].

Menkul değerler açısından, yönü hızlı ve aşırı derecede belirsiz biçimde değişen duyarlı bir piyasada menkul değerlerin fiyatlarındaki değişimin hesaplanması, yatırımcıların alım-satım davranışlarını önemli ölçüde etkilemektedir. Bu açıdan, volatil(oynak) piyasaların temel yatırımcıları spekülatörler –ki denge fiyatının oluşmasında bu onların görevidir- olurken, gerçek yatırımcılar daha çok volatilitenin az olduğu piyasaları ve/veya hisse senetlerini yeğlemektedirler.

1.3 Portföy ve Portföy Riski Kavramı

Portföy, yalın olarak, aynı anda elde tutulan finansal varlıkların bir kombinasyonu olarak tanımlanabilir[15]. Bir menkul değerin riski ve getirisi bir portföyün sahip olabileceği riskten ve getiriden daha basittir. Portföy riskini açıklamak için öncelikle portföyün tanımlanması gerekmektedir. Yatırımla ile ilgili yazında bir yatırımcının

[13] Bu teorilere örnek olarak "Etkin Piyasalar Teorisi" verilebilir. Buna göre piyasadaki tüm katılımcılar bir miktar bilgiye sahip olmakla birlikte, geleceği tam olarak görememektedirler. Bununla birlikte, elde edilen ek bilgi piyasaya o kadar hızlı yayılmaktadır ki diğer katılımcılardan farklı olarak ortalama getirinin üzerinde ek bir getiri elde edilememektedir. Dolayısıyla burada yapılabilecek en iyi tahmin piyasa fiyatı kadar olacaktır.

[14] Bkz: Ercan BALABAN, "The Term Structure of Volatility and and The Month of The Year Effects:Emprical Evidence From The Turkish Stock Market", **Doç. Dr. Yaman Aşıkoğlu'na Armağan**, SPK Yayınları, Yayın No:56, Ankara, 1997, s.78-86; Mustafa Kemal YILMAZ, "Hisse Senedi Fiyat Oynaklığı ve Fiyat Oynaklığının Vade Yapısı:Türkiye İçin Genel Bir Değerlendirme", **İMKB Dergisi**, Yıl:1, Sayı:3 Temmuz/Ağustos/Eylül 1997, s.27-28.

[15] Bernard J.WINGER, Nancy MOHAN, **Principles of Financial Management,** McMillan Publishing Company, USA, 1991, p.109.

sahip olduğu menkul değerlerin tümüne portföy denir. Zaten bir yatırımcı tek tek menkul değerler arasından bir seçim yaparak karar vermek zorunda değildir. Çünkü yatırım tercihleri içerisinden farklı menkul değerleri bir araya getirerek bir portföy oluşturabilir. Ancak farklı menkul değerlerden bir portföy oluşturan yatırımcılar açısından optimal portföyün oluşturulması oldukça önemli olmaktadır. Bu nedenle herhangi bir menkul değerin (hisse senedi) riskinin hesaplanmasından çok bir portföyün risk ve getirisinin hesaplanması gerekmektedir.

1.3.1 Portföy Çeşitlendirmesi

Çeşitlendirme farklı risk ve getirilere sahip menkul değerlerden bir derleme yapılmasıdır [16]. Çeşitlendirmenin artması portföyün toplam riskinin azaltılmasını sağlayacaktır. Portföy çeşitlendirmesine yönelik olarak iki farklı yaklaşımdan söz edilebilir[17]: 1) Klâsik (geleneksel) Yaklaşım, 2) Modern Yaklaşım.

1.3.1.1 Klasik Yaklaşım

Portföy içerisinde yer alan menkul değerlerin hepsinin aynı yönde hareket etmeyeceği bu nedenle de bazıları zarar ederken bazılarının kâr edeceğinden hareket eden klasik yaklaşım, temelde portföy içindeki menkul değerlerin sayısının artırılması görüşüne dayanmaktadır. Bununla birlikte, klasik yaklaşıma göre risk vardır ancak ölçülmesi mümkün değildir. Portföyün tek bir menkul değer yerine farklı menkul değerlerle çeşitlendirilmesi ve riskin dağıtılmasına dayanan klasik yaklaşım bu nedenle basit çeşitlendirme olarak da adlandırılmaktadır.

Yaklaşımın temel amacı portföy sahibinin faydasını maksimize etmektir. Diğer bir söylemle, tüketicinin istemde bulunduğu mal ve hizmetler arasında fayda maksimizasyonuna yönelmesi gibi, menkul değer yatırımcısı da risk ve beklenen getiriye yönelik tercihinde faydasını maksimize edecek bir portföyü seçecektir. Yatırımcılar basit bir çeşitlendirme yapsalar da portföy içerisinde yer alan varlıkların

[16] Zvi BODIE, Alex KANE, Alan J. MARCUS, **Investment**, Irwin McGraw-Hill, 1999. p.156.
[17] William F. SHARPE, Gordon, J. ALEXANDER, Jeffrey V. BAILEY, **Investments**, Prentice Hall, New Jersey, 1995, p.212.

değer değişimlerini etkisizleştiren hareketler ile portföyün taşıdığı riski azaltıcı etki yaratacaktır.[18]

Klasik yaklaşımda portföyü oluşturan menkul değerlerin birbirinden bağımsız olarak farklı sektörler ve/veya sanayi kollarından seçilerek yatırımcı açısından riski minimize eden iyi bir seçim yapılması mümkündür. Ancak, portföy içerisinde aynı sektör ve/veya sanayi koluna ait menkul değerlere ya da aynı vadeye sahip tahvillere ağırlık verilmemesi gerekmektedir.

Klasik çeşitlendirme şu noktalarda eleştirilmektedir[19]:

- Satın alınacak menkul değerler araştırılırken taşıdığı riske katlanılması için gerekli getiriyi sağlamayan menkul değerlerin de satın alınabilmesi,
- Değişik ortaklıklara ait çok sayıda menkul değeri içeren bir portföyün iyi bir şekilde yönetilmesinin güçlüğü (çünkü portföy yöneticileri bütün menkul değerlerle ilgili bilgilerden haberdar olamazlar),
- Çok sayıda menkul değerle ilgili araştırma yapma maliyetinin yüksek olması,
- Portföye dahil edilen çok sayıda menkul değer nedeniyle, aynı menkul değerin alınan ya da satılan miktarı azaldıkça alım satım giderlerinin (aracılık, komisyon, borsa yönetimine ödenen paralar, vb.) toplam maliyet içindeki payının artması.

Klasik yaklaşımda portföye dahil edilen menkul değerler arasında bir ilişki aranmamaktadır. Çeşitlendirme yoluyla portföy riskinin sıfıra yaklaştırılması mümkün olsa da, portföye dahil edilen menkul değerler arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı varsayımı altında riskin minimizasyonu kuramda belirtildiği kadar kolay olmamaktadır.

Basit çeşitlendirme, gerek riski tam anlamıyla minimize edemeyecek olması gerek beklenen getirilerin risk minimizasyonu altında artırılamaması ve gerekse de portföyü

---

[18] Frank J. FABOZZI, a.g.e., p.70-71.

[19] Mehmet BOLAK, **Finans Mühendisliği, Kavramlar ve Araçlar,** Beta Yayınları, İstanbul 1998, s.102-103.

oluşturan menkul değerler arasında kaçınılmaz olarak var olan ilişkinin yok sayılması gibi nedenlerle tamamen yatırımcının bilgilenme ve finansal yetisine bağlı olmaktadır[20]. Temel mantığı tüm yumurtaları aynı sepete koymamak olan bu yaklaşma göre, portföy yönetimi bilim değil sanattır. Bu sanatın kendine özgü kuralları ve ilkeleri bulunmaktadır. Bu kural ve ilkeler yatırımcı açısından önemlidir ve dikkatli bir çalışmayı gerektirmektedir. Ancak, kuramsal araçları etkin bir biçimde kullanabilme yeteneği, kişiden kişiye değişen bilgi ve deneyime bağlı olmaktadır[21]

1.3.1.2 Modern Yaklaşım

Basit çeşitlendirmenin gerek portföyde yer alan finansal varlıkların getirileri gerekse de riskin dağılımı açısından menkul değerler arasında bir ilişki olmadığını varsayması gibi nedenlerle bilimsel yetersizlikle eleştirilmekteydi. Buna karşı, Harry MARKOWITZ modern portföy kuramının temelini oluşturan 1952 yılında yayınladığı "Portfolio Selection" adlı makalesinde Klasik Portföy Teorisi, temelde üç açıdan geliştirilmiştir[22]:

İlk katkı, portföy yönetimi açısından bileşenlerin genel toplamının, onu oluşturan bütüne tam olarak eşit olmadığının ortaya konmasıdır. Markowitz portföyün toplam riskinin, portföyü oluşturan varlıkların her birinin taşıdığı riskten az olabileceğini ve bu bağlamda sistematik olmayan riskin, belli şartlar altında, azaltılabilmesinin mümkün olduğunu ortaya koymuştur.

İkinci olarak, bazı portföylerin benzer büyüklükte getiri sağlamasına karşın daha çok risk taşıdıkları, bazı portföylerin de aynı düzeyde riske sahip olmalarına karşın, daha az getiri sağladıkları için yatırımcılar tarafından tercih edilmeyeceğini göstermiştir. Bu nedenle, etkin sınırın varlığı nedeniyle menkul değer seçiminde bazı portföylerin diğerlerine göre çok daha üstün olduklarını öne sürmüştür(üstünlük ilkesi).

---

[20] Bu yaklaşıma göre, tüm finansal varlıkların aynı riske sahip oldukları(σ), herhangi iki finansal varlığın getirileri arasında hiçbir ilişkinin bulunmadığı varsayımı altında N adet finansal varlığın her birini aynı oranda ($1/N$) içeren bir portföyün riski $\sigma_P = \frac{\sigma}{\sqrt{N}}$ kadardır. William F. SHARPE, Gordon, J. ALEXANDER, Jeffrey V. BAILEY, a.g.e., s.214.

[21] Ali CEYLAN, **İşletmelerde Finansal Yönetim,** Ekin Kitapevi Yayınları, Bursa 2001, s.540.

[22] Harry MARKOWITZ, "Portfolio Selection", **Journal of Finance**, March 1952, p.77-91.; Harry MARKOWITZ, **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments,** John Wiley&Sons, New York 1959.

Son katkısı da, etkin sınırın kuadratik(ikinci dereceden polinomial ilişki) programlama yoluyla elde edilebileceğidir.

Modelin temel varsayımları şu şekilde özetlenebilir[23]:

1) Belirli bir döneme ait beklenen getiriler olasılık dağılımları şeklinde gösterilmektedir.

2) Yatırımcılar bir dönem boyunca faydaların maksimize etmeye çalışmaktadırlar ve yatırımcıların faydaları azalan marjinal fayda eğrisi ile açıklanmaktadır.

3) Yatırımcılar portföyün riskini beklenen getirilerin değişkenliği temeline dayalı olarak tahmin etmektedirler.

4) Yatırımcılar kararlarını, beklenen getiri ve risk bileşimine göre vermektedirler ve o nedenle faydaları beklenen getiri ve beklenen varyanslarının bir fonksiyonudur.

5) Yatırımcılar, belirli bir risk düzeyinde, yüksek getiriyi düşük getiriye, ya da belirli bir beklenen getiri düzeyinde, düşük riski daha yüksek riske yeğlemektedirler.

Markowitz modelinin klasik yaklaşımdan farkı, portföy riskinin belirlenmesinde, portföy kapsamındaki menkul değerlerin ayrı ayrı risklerinin hesaplanmasının yanında bu menkul değerlerin getirileri arasındaki ilişkinin de dikkate alınmasında yatmaktadır. Bu açıdan model, "Ortalama-Varyans Modeli" olarak da adlandırılmaktadır. Menkul değerlerin getirilerinin olasılık dağılımının normal olduğu ve yatırımcıların riskten kaçtıkları varsayımına dayanan bu modele göre, yatırımcının beklenen getirisi aynı olan iki farklı menkul değerden standart sapması, yani riski daha az olanı seçeceği ileri sürülmektedir. Modele uygun olarak bir seçim yapıldığında, varsayılan şartlar geçerli ise, yatırımcı getirisini (faydasını) maksimize etmektedir. Öte yandan, etkin portföylerin oluşturulabilmesi için, her bir menkul değerle ilgili olarak beklenen getiri, risk ve menkul değerler arasındaki kovaryansların bilinmesi gerekmektedir. Yatırımcının etkin

---

[23] Frank K REILLY, Keith C. BROWN, **Investment Analysis and Portfolio Management,** Sixth Edition The Dryden Press, USA 2000, p.260.

set üzerinde bulunan hangi portföyü seçmesi gerektiği kararı, onun bireysel risk taşıma eğilimine göre değişmektedir.[24]

Markowitz modeli, yatırımcıların davranışlarına açıklık getirmektedir. Yatırım riskini azaltmak için, risk portföy içerisinde pek çok varlığa dağıtılmakta, diğer bir ifadeyle yaygınlaştırılmaktadır. Bununla birlikte klasik çeşitlendirmeden farklı olarak, çok farklı türde menkul değere yer vererek portföydeki paylarını artırmaktan çok bu menkul değerlerin getirileri arasındaki ilişki dikkate alınmaktadır. Buna ek olarak, getiri yanında risk kavramı da açık bir şekilde ele alınmış portföy yönetimi tek boyutluluktan kurtarılarak çok boyutlu hale getirilmiştir. Dolayısıyla, sadece getiri temeline göre menkul değerlerin incelenmesinden vazgeçilerek portföyün bir bütün olarak ele alınması sağlanmıştır.

Markowitz modeli'ne yöneltilen en önemli eleştiri hesaplama süresinin uzunluğu ve buna bağlı olarak maliyetinin yüksekliğidir. Bu sorun özellikle yüzlerce menkul değerden oluşan büyük portföylerde ortaya çıkmaktadır. Öyle ki, portföye dahil edilen her bir menkul değer, hesaplama sayısını geometrik olarak artırmaktadır. Modelin bu sakıncasına yönelik olarak Sharpe tarafından Tek Endeks Modeli geliştirilmiştir. Bu modelde risk ölçütü olarak, portföy kapsamındaki menkul değerlerin getirileri arasındaki ilişkiden çok pazar portföyünün getirisine olan duyarlılığı alınmaktadır. Bu modelde, etkin setin belirlenmesi için gerekli olan veri girişi ve hesaplaması, belirgin ölçüde azalmaktadır. Dolayısıyla bu, maliyet ve zaman tasarrufu sağlamaktadır.

1.3.2 Portföy Riskinin ve Getirisinin Ölçümü

1.3.2.1 Beklenen Getirinin Ölçümü

Temel olarak bir finansal varlığın getirisi iki unsurdan oluşmaktadır:1) Faiz veya kârpayı getirisi, 2) fiyatındaki değişmelerden kaynaklanan değer artışı getirisi. Finansal varlık yatırımcısı, yatırım kararından önce bu menkul değerin gelecekte sağlayacağı getiri ile yükleneceği risk hakkında öngörüde bulunmak durumundadır. Belirsizlik

---

[24] Ayrıntılı bilgi için bkz: Harry MARKOWITZ, **Mean-Variance Analysis in Portfolio Choise and Capital Markets,** Basil Blackwell Inc., USA 1987.

nedeniyle gelecekte sağlanacak getirinin belirlenmesi neredeyse tamamen olanaksızdır. Bu yüzden geçmişe ilişkin veri setlerinden yani menkul değerin geçmiş getiri değerlerinden yararlanılmaktadır.

Belirli bir döneme ait olmak üzere, bir finansal varlığın beklenen getirisi, belirli durumlar için tanımlanan getiriler ile bu getirilerin gerçekleşme olasılıkları çarpımının toplamıdır. Yani,

$$E(r_i) = \sum_{i=1}^{n} P_i \times r_i$$

olur. Bir portföyün beklenen getirisi ise, portföye dahil her bir menkul değerin beklenen getirilerinin ağırlıklı toplamı olacaktır. Ağırlık olarak her bir menkul değerin portföy içindeki yüzde payları kullanılmaktadır.

$$E(r_p) = w_1 E(r_1) + w_2 E(r_2) + w_3 E(r_3) + \cdots + w_n E(r_n) = \sum_{i=1}^{n} w_i \times E(r_i)$$

1.3.2.2 Standart Sapma ve Varyansın Ölçümü

İster bir portföy ister tek bir menkul değer olsun yatırım kararı verilirken sadece beklenen getirinin hesaplanması yeterli olmamaktadır. Bununla birlikte, beklenen getirinin gerçeğe çok yakın ölçüde tahmin edilebilmesi için geçmişe ait çok sayıda veri analiz edilmelidir. Ayrıca, belirli bir düzeydeki beklenen getiri için, ne düzeyde risk üstlenildiğinin bilinmesi gerekmektedir.

Bir menkul değerin varyansı, getirilerin ortalama getiriden sapmalarının karelerinin ortalamasını göstermektedir. Yani,

$$\sigma_i^2 = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^{n} [(r_i - \bar{r}_i)]^2$$

olur. Eğer gerçekleşen verilerden değil de, gelecekte olası getirilerden hareket edilerek hesaplanıyorsa varyans, her bir getirinin beklenen getiriden sapmalarının karesinin gerçekleşme olasılıkları ile çarpımlarının toplamına eşittir[25]. Yani.

$$\sigma_i^2 = \sum_{i=1}^{n} P_i \left[(r_i - E(r_i)) \right]^2$$

şeklinde hesaplanmaktadır.

Markowitz modeline göre, bir portföyün riski hesaplanırken portföy bileşimindeki menkul değerlerin getirileri arasındaki ilişkinin de hesaplanması gerektiği daha önce belirtilmişti. Bu ilişkiyi gösteren en önemli istatistiksel ölçüt kovaryanstır. Bir portföyün kovaryansı ise, her bir menkul değerin getirisinin ortalama getiriden sapmaları çarpımlarının ortalamasıdır. Yani,

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{n-1} \sum_{n=1}^{N} \left[(r_{i,n} - \bar{r}_i)(r_{j,n} - \bar{r}_j) \right]$$

şeklinde hesaplanabilir. Eğer geleceğe ait verilerden hareket ediliyorsa kovaryans, her bir menkul değerin getirilerinin beklenen getiriden sapmaları çarpımlarının, gerçekleşme olasılıkları ile çarpımlarının toplamıdır.

$$\sigma_{ij} = \sum_{n=1}^{N} P_i \left[r_{i,n} - E(r_i) \right] \left[r_{j,n} - E(r_j) \right]$$

Buradan hareketle, bir portföyün varyansı, şu şekilde hesaplanabilir:

$$\sigma_{r_p}^2 = \sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1, j \neq 1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij} = \sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{j<1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij}$$

Kovaryans dışında bir diğer ilişki ölçütü ise korelasyon katsayısıdır. Korelasyon katsayısı, iki adet hisse senedinin getirileri arasındaki ilişkinin hem yönünü hem de

---

[25] Edwin J. ELTON, Martin J. GRUBER, **Modern Portfolio and Investment Analysis,** John Wiley & Sons Inc., USA 19981, p.19.

derecesini göstermektedir. Hisse senetlerinin getirileri arasındaki kovaryansın standart sapmalarının çarpımlarına bölünmesiyle hesaplanmaktadır.

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$$

Bu eşitlik, kovaryansın, korelasyon katsayısı yoluyla da elde edilebileceğini göstermektedir. Bu durumda kovaryans, söz konusu değişkenler arasındaki korelasyon katsayısının değişkenlerin standart sapmaları ile çarpımlarına eşit olmaktadır.

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$$

Korelasyon katsayı +1 ile -1 değerleri arasında yer almaktadır. +1 olması getiriler arasında aynı yöndeki tam ilişkiyi, -1 olması ise ters yöndeki tam ilişkiyi göstermektedir.

İKİNCİ BÖLÜM

2 RİSK ÖLÇÜMÜNDE VALUE AT RISK YAKLAŞIMI

2.1 Value at Risk Gereksinimi

Risk ölçümünde ortaya çıkan her yeni yöntem, kendisinden önceki yöntemlerin eksik ya da zayıf yönlerinden hareket edilerek geliştirilmiştir. Araştırmacı ve uygulamacıya bu yönleri gösteren de, finans dünyasındaki geçmiş deneyimler ve olağanüstü dönemlerde yaşanan krizlerdir. 1970'li yıllarda faiz oranlarında yaşanan dalgalanmalar ve bunun sonucunda ortaya çıkan yüksek enflasyon nedeniyle oluşan ekonomik durgunluk ile 1987 Ekim'indeki borsa krizi[1], buna örnek olarak gösterilebilir. Bu olaylar, kurumsal yatırımcılar ile risk ölçümü üzerinde çalışan akademisyenlere, geleneksel risk ölçüm tekniklerinin ortaya çıkabilecek krizin öngörülmesinde yeterli yeteneğe sahip olmadığını göstermiştir. Ekim krizini izleyen 90'lı yılların başlarında da Barings Bank, Orange County, Metallgeshellshaft gibi büyük yatırım/finansman kuruluşlarının beklenmedik batışları da bu yargıyı doğrular niteliktedir. Buradan hareketle, Value at Risk

---

[1] Kara Pazartesi olarak da bilinen bu olay, 19 Ekim 1987'de %23'lük bir düşüş sonucu Amerika Birleşik Devletleri borsalarında yaklaşık 1 trilyon $'lık piyasa değerinin yok olmasıyla sonuçlanmıştır.

yönteminin gereğince anlaşılabilmesi için, yöntemin geliştirilmesine dayanak olan bu olayların irdelenmesinde yarar bulunmaktadır. Ancak burada, hem uğranılan kaybın büyüklüğü hem de uygulanan strateji bakımından benzer özellikler taşıyan dört belirgin olay üzerinde durulmuştur:

Yaklaşık iki yüz yıllık geçmişe sahip, İngiltere'nin en büyük bankalarından biri olan Barings Bank, Şubat 1995'de bankacılık faaliyetlerine son verdiğini açıkladığında dünya kamuoyu, bu kadar büyük bir bankanın Singapur'daki bir broker tarafından nasıl iflasa sürüklenebileceğine tanıklık etmiş oldu. Bankanın Singapur'daki alt kuruluşu olan Barings Futures'daki şef trader tarafından yapılan işlemler sonucunda türev piyasalarda 1.3 milyar $ kaybedilince, ortaya çıkan bu zarar bankanın özsermayesi tamamen yok etmiş, sonuç olarak banka, yükümlülüklerini yerine getiremeyeceğini ilan ederek iflas ettiğini açıklamak zorunda kalmıştır.

Barings Bank'ı bu sona götüren süreç, söz konusu trader'ın Japon Nikkei 225 endeksi üzerine yazılan hisse senedi endeksi futures sözleşmelerinde pozisyon almasıyla başlamıştır[2]. O dönemde Barings'in Singapur ve Osaka borsalarındaki futures pozisyonları, yaklaşık 7 milyar $'a kadar yükselmiştir. Ancak daha sonra, 1995'in ilk iki ayında cari piyasa %15'den daha fazla düşünce, piyasadaki bu düşüşe karşın yükümlülüklerini yerine getirmek zorunda olan Barings Futures, sözleşme gereği yüksek fiyattan menkul değer satın alma zorunluluğu ile karşı karşıya kalmıştır. Bu durum, Barings Futures'ın sermayesinin çoğunun yok olması anlamına gelmekteydi. Buna karşın, piyasada pozisyon almaya devam edilmiştir. Ancak sözleşmelerin vadesi sonunda ilgili borsa tarafından nakit teslimi yapılması istenince banka bu yükümlülüğünü karşılayamayacağını ilan etmek zorunda kalmıştır.

---

[2] Ayrıntılı bilgi için bkz: http://risk.ifci.ch/137570.htm

Barings, dünya finans sisteminde korumacı(muhafazakâr) bir banka olarak bilindiğinden, bankanın iflası, tüm dünyadaki finansal kuruluşlar için uyarıcı bir etki yaratmıştır. Dolayısıyla bu olay, Barings'deki denetimin yetersizliğini ortaya çıkaran çok açık bir örnek olmuştur. Yukarıdaki işlemlerden sorumlu trader'ın, banka içindeki sorumluluk alanı hem ön büro(alım satım, operasyon = *trading desk*) hem de arka büroyu (*back office*) kapsamaktaydı. Genel anlamda arka büronun işlevi, bütün ticari faaliyetlerin kurallara göre yapılıp yapılmadığını denetlemek ve alım satımların doğrulanmasını sağlamaktır. Herhangi bir bankada olduğu gibi, bu bankada da trader'ların kullanabileceği sermaye miktarının sınırlandırılması ve dolayısıyla pozisyon limitlerinin sıkı bir biçimde denetlenmesi gerekmekteydi. Dolayısıyla, birimler arasında yeterli eşgüdümün sağlanabilmesi için, ön ve arka büronun işlevi, açık olarak tanımlanmış olmalıdır. Bunun yanında, bankalar tarafından, trader'lar üzerinde değişik denetim biçimleri sağlayan ayrı bir risk yönetim biriminin oluşturulması bir zorunluluk olmuştur.

Bu gerekliliğe karşın, Barings Bank'da söz konusu trader'ın çok fazla denetlenmemesinin nedenlerinden biri de, sicilinin çok başarılı olmasıydı. 1994'de bu kişi neredeyse, Barings'e 20 milyon $ yani bankanın toplam kârının yaklaşık beşte biri kadar kazanç sağlamıştır. Bu, hem trader hem de üstleri için büyük bir prim anlamına gelmekteydi. Dolayısıyla burada, söz konusu trader üzerindeki denetimin neden zayıf olduğu açıkça görülebilmektedir. O nedenledir ki, üst düzey yöneticilerin bankanın karşı karşıya olduğu risklerin farkında olduğu ve bu trader'ın girdiği sözleşmelerden doğan marjin ödemeleri için 1 milyar $ aktardığı yolunda iddialar da vardı. Bunun yanında, Barings'in batışından önce 1994'de sunulan ve elinde aşırı yetki olduğuna dair uyarıda bulunan bir iç denetim raporu da tepe yönetim tarafından önemsenmemişti.

Sonuçta bu olay, Barings'in pay sahiplerini, ortaya çıkan zararın tamamını karşılamak zorunda bırakmıştır. Şirketin 1 milyar $'lık piyasa kapitalizasyon değeri yok olmuş, hisselerinin değeri sıfıra kadar inmiştir. Daha sonra, ortaya çıkan zararın karşılanması koşuluyla Barings, pay başına 1.50 $ karşılığı Hollanda menşeli finansal hizmetler grubu olan Internationale Nederlanden Group(ING) tarafından satın alınmıştır. Yapılan işlemler nedeniyle bankayı iflasa sürükleyen trader ise, Singapur kanunlarına göre yargılanarak ağır hapis cezasına çarptırılmıştır.

Bir başka olay ise, piyasa riskine yönelik olarak belirgin bir örnek sunması bakımından Orange County'de yaşanmıştır. Kamuya ait yerel bir fon yönetim kuruluşu olan bu kuruluşun fon yöneticisi, değişik okullar, özel idare ve belediye yönetimine ait olan 7.5 milyar $'lık bir portföyden sorumluydu. Bu yönetici tarafından, portföyün değerinin arttırılması amacıyla, dört yıllık vade süresi sonunda toplam 20 milyar $ geri ödemeli kamu kâğıtlarına yaklaşık 12.5 milyar $'lık yatırım yapılmıştır. Bu işlem eldeki portföy tutarından daha yüksek bir yatırımı ifade ettiğinden marjin yükümlülüklerini karşılamak üzere Wall Street bankerleri ile garantörlük anlaşmasına girilmiştir. O dönemde kısa dönemli fonlama maliyetlerinin orta vadeli getirilerden daha düşük olması nedeniyle, bu strateji (özellikle faiz oranları düşerken) önemli bir getiri sağlamıştır.

Ancak, Şubat 1994'de, piyasa faiz oranları yükselince, portföyde bulunan kamu borçlanma senetleri zarar etmeye başlamıştır. Kısa vadeli finansman sağlayan Wall Street bankerleri, garantör oldukları fonun zarar ettiğine ilişkin haberlerin yayılmasıyla ellerinde tuttukları teminatların karşılanmasını talep etmişlerdir. Sonuç olarak, Orange County, vadesi gelen margin yükümlülüklerini karşılayamaz duruma gelip iflasını ilan ettiğinde, portföydeki menkul değerlerin tasfiyesi sonrasında uğranılan zarar, 1.64 milyar $'ı aşmış bulunuyordu.

Bu olaydan sonra açılan soruşturma sonucunda belediye yetkilileri, kamuoyuna yaptıkları açıklamalarda, portföy yönetiminde uygulanan stratejiler konusunda bilgileri olmadığını belirterek fon yöneticisini suçlamışlardır. Ancak, bu yöneticinin, belediyeye yaklaşık 750 milyon $ kazandırdığı da bilinmektedir.

Dolayısıyla bu yüksek getirinin temel anlamda yüksek riski yansıttığı unutulmuş ve bu kazancın nasıl sağlandığı konusundaki denetim gözardı edilmiştir.

Orange County'i iflasa götüren süreç de, Barings Bank örneği ile paralellik göstermektedir. Bu kuruluşlarda belirgin olan ortak nokta, fon yöneticilerinin denetiminde ortaya çıkan yetersizliktir. Her iki olayda da söz konusu yöneticiler, başlangıçta üstlerinin refah düzeyini arttıracak biçimde büyük bir başarı göstermişlerdir. Bu anlamda, örneğin Barings Bank'ın iflasından birkaç ay öncesinde krizin kendini göstermeye başladığı sıralarda, tepe yönetimi tarafından, korunmuş pozisyona (*hedged position*) destek amacıyla 850 milyon $ daha gönderilmiştir. Aynı şekilde Orange County olayında da, belediye denetçileri tarafından, 600 milyon $'lık ek desteğin gönderilmesi onaylanmıştır. Ancak, bundan birkaç ay önce, fon yöneticisinin uyguladığı stratejinin çok riskli olduğu ve fonun büyük olasılıkla 1 milyar $ kaybedebileceği konusunda belediye saymanlığı tarafından yapılan uyarılar da belediye yönetimi tarafından göz ardı edilmiştir. Ayrıca, Amerikan yasaları ve uygulanan muhasebe standartlarına göre, yürütülen fon yönetimi faaliyetlerinden doğan kazanç ve kayıplara ait kayıtların yerel yönetimler tarafından tutulması zorunlu olmadığından söz konusu portföy, kayıtlarda sadece maliyet değeriyle gösterilmiştir. Dolayısıyla, denetim cari fiyatlar üzerinden değil maliyet değeri üzerinden yapılmıştır. Bu durum, portföyün yüklendiği risk konusunda hem yatırımcıları hem de yöneticileri yanıltıcı bir etki yaratmıştır. Oysa, düzenli aralıklarla örneğin aylık olarak portföyün risk değeri cari fiyatlara göre hesaplanmış olsaydı belki de yatırımcılar ve portföy yönetimi karar alma konusunda daha da akılcı olabileceklerdi.

Diğer taraftan, Almanya'nın petrol ve petrol ürünleri alanında faaliyet gösteren ondördüncü büyük sanayi grubu Metallgesellschaft (MG) şirketini 1993 yılında neredeyse iflas noktasına getiren olay ise, şirketin Amerika'daki bağlı kuruluşu MG Rafineri & Pazarlama(MGRM)'nın uyguladığı başarısız bir korunma (hedging) stratejisine dayanmaktadır. Söz konusu şirket tarafından, petrol fiyatlarına dayalı olarak uzun vadeli forward sözleşmeleri yoluyla müşterilerine uzun dönem boyunca sabit bir fiyattan ürün alma olanağı sağlanmak istenmiştir. Bu amaçla, 1993 yılında, on yıllık bir vade için 180 milyon varili temsil eden forward sözleşmeleri piyasaya sunulmuştur. Bu taahhütler, MGRM'nin üretim kapasitesinin oldukça üstünde bir miktarı ifade etmekteydi. Dolayısıyla, burada yapılması gereken en akılcı tutum, petrol fiyatlarının yükselmesi riskine karşı, satılan forward sözleşmelerinden doğan yükümlülüklerin vadesi ile uyumlu olacak şekilde uzun dönemli forward sözleşmesi satın alınmasıydı. Nitekim, MGRM şirketinin fon yönetim sorumluları da bu stratejiyi uygulamışlardır. Ayrıca stratejiyi desteklemek için, vade sonu itibariyle yenilenerek çevrilen üç ay vadeli bir dizi kısa vadeli futures sözleşmesi satın alınmıştır (kısa pozisyon). "Rolling hedge (dönen/sürekli korunma)" olarak da adlandırılan bu strateji ile, on yıllık süre sonunda elde edilecek getirinin, satın alınmış on yıllık forward sözleşmesinden sağlanacak getiri ile paralellik göstermesi gerekiyordu.

Ancak bu strateji, futures piyasasında oluşan "baz risk" ile de şirketi karşı karşıya bırakmıştır. Bu durum, 1993 yılı süresince, cari fiyatların beklenmedik biçimde 20$'dan 15 $'a düşmesi sonucu şirketin yaklaşık 1 milyar $'lık marjin ödemesi yapmak zorunda olduğu anlamına gelmekteydi. Ortaya çıkan bu yükümlülüğün bir kısmı, daha yüksek fiyattan sabitlenerek müşterilere satılan uzun dönemli forward sözleşmelerden elde edilen getiri ile karşılanmıştır. Ancak şirketin Almanya'daki merkezi, marjin ödemelerinden kaynaklanan yükümlülüklerin bu kadar yüksek olabileceğini öngörememişti. Sonuçta bu stratejinin faturası Amerika'daki bağlı kuruluşun yöneticilerine çıkarılmış ve yeni bir yönetim oluşturulmuştur.

Burada değinilecek olan son olay ise, Japonya'nın en büyük bankalarından biri olan Daiwa Bank'ın New York'taki temsilciliğinde yaşanmıştır. Daiwa Bank'taki kriz, Barings Bank'da yaşananlarla büyük bir paralellik göstermektedir. Eylül 1995'e kadar geçen son on yıl boyunca bankanın bilgisi dışında söz konusu temsilcilik tarafından, Amerikan hazine bonoları üzerinde yapılan binlerce işlem söz konusu idi. Yapılan bu işlemler sonucunda ortaya çıkan zararlar zaman içinde pozisyon limitlerini de aşmaya başlayınca zararı karşılayabilmek için New York şubesindeki müşterilere ait menkul değerler de nakde çevrilmiştir. Daha sonra banka tarafından yapılan açıklamalarda, bu işlemlerin hiçbirisinin Daiwa'ya bildirilmediği ve söz konusu temsilcilik tarafından, bankanın garantörü olan Bankers Trust'daki menkul değerlere ait kayıtlar üzerinde tahrifat yapıldığı da öne sürülmüştür.

Barings olayında olduğu gibi, burada da Banka'nın New York temsilcisi, hem ön hem de arka bürodan sorumluydu. Kasım 1992 ve 1993'de Federal Reserve Board tarafından, Daiwa'nın şubesinde yapılan incelemeler sonucunda hazırlanan raporlarda, risk yönetiminin yüklendiği riskler konusunda banka uyarılmıştır. Bu raporlarda belirtilen uyarıların aksine Daiwa tarafından hiçbir düzenlemeye gidilmemiştir. Ancak, piyasa düzenleyicilerinin(market regulators) baskılarına dayanamayan Daiwa, söz konusu yöneticiyi başka bir servise göndermek zorunda kalmıştır. Sonuç olarak, kayıpları gizlenemeyecek kadar büyüyen Daiwa tarafından New York şubesi kapatılmak zorunda kalınmıştır. Ekim 1995'de ise üst yönetime görevden el çektirilmiştir. Ayrıca, Amerikan sermaye piyasası düzenleyicileri tarafından, bankanın Amerika'daki faaliyetlerinin durdurulması talep edilmiş ve bu olaylar sonunda bankanın uğradığı zarar, 1.1 milyar $'a kadar ulaşmıştır.

Anlaşılacağı gibi, yukarıda konu edilen dört örnek olay da, 1 milyar $'nin üzerinde bir kayba işaret etmektedir. Temel olarak, bu kayıpların nedenleri incelendiğinde, iki önemli etken ile karşılaşılmaktadır: 1) ön ve arka büro arasındaki eşgüdüm ve denetim eksikliği, 2) Yetersiz/başarısız korunma(*hedging*) stratejisi. Barings ve Daiwa Bank'ın çöküşlerinde art niyetli tacirleri etkin olurken, Metallgesellschaft ve Orange County'de ise başarısız korunma stratejisi sonucu ortaya çıkan piyasa riski etkili olmuştur. Bu olaylardaki tek ortak nokta ise, sağlam ve bağımsız bir risk yönetimi yapısının olmayışından dolayı güçsüz bir denetim sisteminin ortaya çıkmış olmasıdır.

Oysa etkin bir risk yönetimi, yeterli bilgi ve veri akışının yanı sıra etkin bir denetim ile olanaklıdır. Bu açıdan, ön ve arka ofislerden alınan standart bilgilerin yanı sıra ek risk yönetim sistemlerinden elde edilen denetim raporları ve bilançolar da art niyetli yöneticilere karşı güçlü bir önlem sunmaktadır. Bu önlemin sağlamlığı ise, kurum içindeki diğer birimlerden bağımsız bir risk yönetim birimi ve iyi bir risk yönetim sisteminin varlığı ile sağlanabilmektedir.

Bu olaylar, finansal sistem içindeki her finansal kurum tarafından sorulması gereken en temel soru olan ve 21.yüzyılın başlarında dahi basit bir yanıtı bulunmayan "Güncel(cari) risk nedir" sorusuna işaret etmektedir. Risk, tüm dünyada oluşan ya da oluşabilecek olası olumlu/olumsuz olayların tümüne bağlı olan sonsuz boyutlu bir kavramdır ve kesin olarak tek bir sayı ya da belirli bir senaryo ile sunulması hemen hemen olanaksızdır. Örneğin, "belirli bir zaman dilimi boyunca karşılaşılabilecek ençok(maksimum) kayıp nedir?" sorusunun yanıtı "her şey olabilir"dir. Bununla birlikte, böyle bir olayın olma olasılığı ise çok düşüktür. "Çok düşük" olsa bile, "Güncel risk nedir" sorusuna, kesin olmasa da belirli bir yanıt bulabilmek için böyle bir olayın gerçekleşebilme olasılığının sayısallaştırılması gerekmektedir.[3]

Bu bağlamda Value at Risk gereksinimi, son otuz yıl içinde döviz kuru, faiz oranı ile finansal sisteme konu olan ürün fiyatlarındaki olağandışı dalgalanmalar ve buna karşılık geliştirilen türev araçların sayısındaki artışla birlikte ortaya çıkmıştır. Bu artış, menkul değer ticaretinin işlem hacminde yükselme ve finansal fırsatların çeşitlenmesiyle doğru orantılıdır. Dolayısıyla bu durum, dış ticarette büyüme ve şirketler arasındaki finansal bağların uluslararası anlamda artması anlamına

[3] Zvie WIENER, "*Introduction to VaR*", **Working Paper**, Hebrew University, Jerusalem: 18 May 1997, p.3-5.

gelmektedir. Bunun sonucu olarak, birçok şirket, büyük miktarda nakit ve türev aracı kapsayan portföyler oluşturmaya başlamışlardır. Kapsamındaki menkul değerlerin çeşitliliği ve işlem hacmindeki artışa bağlı olarak, şirketlerin portföy risklerinin büyüklükleri sık sık değişmekte ve açık olarak izlenememektedir. Bütün bu gelişmeler, risk yönetiminin idaresinden sorumlu üst yönetime karşı bir portföy yöneticisinin, portföyünün karşı karşıya bulunduğu piyasa riskini ifade etmesi bakımından, özet bir rapor sayılabilecek sayısal bir ölçüt sunabilmesi için bir istem doğurmuştur. Value at Risk, bu isteme yönelik olarak geliştirilen en güçlü ölçütlerden biridir.[4]

2.2 Tanımı ve İşlevleri

Value at Risk yöntemi, konu ile ilgili yapılan çalışmaların çeşitliliğine paralel(koşut) olarak pek çok değişik biçimde tanımlanabilir. Aşağıda yöntemin belirgin özelliklerine işaret eden birkaç değişik tanıma yer verilmiştir:

Value at Risk, normal piyasa koşulları altında belirli bir güven düzeyinde ve belirli bir zaman dilimi içinde beklenebilecek en olumsuz kaybı ölçmektedir[5].

Value at Risk, bilinen anlamda belirli bir güven düzeyinde, belirli bir dönemde beklenen maksimum(ençok) kayıptır[6].

Value at Risk, piyasa hareketleri nedeniyle, belirli bir olasılıkla ortaya çıkması beklenen potansiyel zarar olarak tanımlanabilir[7].

---

[4] Thomas LINSMEIER And Neil D. PEARSON, "*Value At Risk*", **Financial Analysts Journal**, March/April 2000, p.47.

[5] Philippe JORION, **Value At Risk**, *The New Benchmark for Controlling Derivatives Risk*, McGraw-Hill, USA:1997, p.xiii.

[6] Kevin DOWD, **Beyond Value At Risk**, *The New Science of Risk Management*, John Wiley & Sons Ltd., UK:September 1997, p.39.

[7] Ernest EBERLEIN, Ulrich KELLER, Karsten PRAUSE, "*New Insight into Smile, Mispricing, and Value at Risk:Hyperbolic Model*", **The Journal of Business**, Vol:71, N:3, July 1998, p.396.

Value at Risk, önceden belirlenmiş bir zaman dilimi sonunda finansal varlıklardan oluşan bir portföyün değerindeki maksimum olası (potansiyel) değişimin bir ölçüsüdür[8].

Value at Risk, belirli bir güven düzeyinde, belirli bir zaman dilimi sonunda, belirli bir varlık ya da borcun değerindeki maksimum kayıptır[9].

Value at Risk, normal piyasa koşulları altında belirli bir güven ya da belirli bir olasılık düzeyinde belirli bir zaman dönemi boyunca bir varlığın ya da bir portföyün değerindeki maksimum beklenen kayıp(zarar) olarak tanımlanabilir[10].

Yukarıdaki tanımlar, Value at Risk kavramı ile ilgili belirli ortak özellikleri de içermektedir. Belirli bir zaman, belirli bir olasılık ve belirli bir tutara işaret eden bu ortak özellikler şu şekilde ifade edilebilir:

1) VaR hesaplamalarında belirli bir zaman çevrenine(time horizon) ait olmak üzere kullanılan veriler, belirli bir dönem için uygulanmaktadır. Bu dönemler, VaR hesaplamasını yapan kurumun risk önceliğine göre günlük, iki haftalık ya da aylık olabilir.

2) Risk ölçümünde kullanılan diğer istatistik yöntemlerde olduğu gibi VaR hesaplaması da belirli bir güven aralığına dayanmaktadır. Dolayısıyla, Value at Risk değerlerinin gerçekleşebilirliği de bir olasılığı içermektedir. Olasılığın varlığı belirli bir sayısal, istatistiksel ve/veya matematiksel hesaplama sürecine

---

8 J.P.Morgan, **Risk Metrics Technical Document**, Fourth Edition, USA: 1996, p.6.

9 Anthony SAUNDERS, **Credit Risk Measurement:** *New Approaches to Value at Risk and Other Paradigm*, John Wiley & Sons, Inc., USA: 1999, p.38.

10 Maria CORONADO, "*Comparing Different Methods for Estimating Value At Risk for Actual Non-Linear Portfolios: Empirical Evidence*", **Working Paper**, Facultad de Ciencias Economicas Empresariales, August 2000, p.5.

de işaret etmektedir. Bunun anlamı, VaR değerlerine ulaşabilmek için, uzmanlaşmış bilişim teknolojilerinin kullanılması gerektiğidir.

3) VaR hesaplamasında uzmanlaşmış bilişim teknolojilerinin kullanımı, "credit at risk(risk etkili kredi), "cash flow at risk(risk etkili nakit akışı)"yanında diğer risk türlerinin hesaplanmasında da kullanılabilen Value at Risk metodolojisinin(yöntembiliminin) gelişimine de öncülük etmiştir.

4) VaR değeri katsayı değil tutar olarak hesaplanmaktadır. Dolayısıyla, diğer risk ölçütlerinden farklı olarak belirli kısıtlar altında uğranılabilecek kayıp miktarını göstermektedir. Oluşabilecek bu kayıp miktarı ile ilgili olarak iki farklı yorumdan söz edilebilir[11]: a) *Belirli bir yatırım / alımsatım dönemi boyunca pozisyon, %95 olasılıkla kendi value at risk tutarından daha fazla kaybetmeyecektir*(en kötü durum), b) *Alımsatım döneminin bir gün olduğu varsayımı altında, ele alınan alımsatım döneminin %5'inde pozisyon, günlük value at risk tutarına eşit ya da daha yüksek miktarda zararla karşı karşıya kalacaktır.* Bu yorumlardan ilki, VaR değerinin olağan (katlanılabilir), ikincisi ise olağanüstü(katlanılamaz) boyutunu göstermektedir.

5) Tüm bunların ötesinde, risk yönetimi içerisinde kendine özgü(karakteristik) bir Value at Risk yaklaşımından söz edilebilir. Bu, VaR değerlerinin nasıl kullanılabileceğine, bu amaçla kurumun nasıl yeniden yapılandırılması gerektiğine ve çeşitli ortak risk yönetimi kaynaklarının nasıl uygulanacağına (örneğin, yüklenilen risklere göre nasıl bir ödül düzenlemesi yapılabileceği gibi) işaret etmekte ve ölçmektedir.

---

[11] Bennet W. GOLUB And Leo M. TILMAN, "*Measuring Yield Curve Risk Using Principal Components Analysis, Value At Risk, and Key Rate Durations*", **Journal of Portfolio Management**, Summer 1997, Vol:23, N:4, p.74.

Value at Risk, belirli bir zaman dönemi boyunca, belirli piyasa hareketlerinin olabilirliğine dayalı olarak beklenen kayıp miktarını ölçmektedir. Dolayısıyla bu yöntemle finansal kurumlar, sermaye bölüşümünü belirlerken, beklenmeyen piyasa koşulları nedeniyle karşı karşıya kalabilecekleri piyasa riskini tek bir sayısal ölçüt ile özetleme olanağına sahip olmaktadırlar. Piyasa riskine bağlı sermaye gereksinimi, banka ve bankadışı finansal kurumların kendi risk yönetimi modelleriyle hesaplanmış VaR kestirimlerine dayanmaktadır. Bu modeller, portföy getirilerinin zaman değişkenli dağılımlarının öngörülebilmesi için geliştirilmiştir. Gerçek VaR değerleri temelde, tahmin edilen bu dağılımlara göre daha düşük sayıları ifade etmektedir.[12] Bunun anlamı, genellikle gerçek dağılımdan hareket edilerek yapay olarak oluşturulmuş Value at Risk dağılımlarından hesaplanan VaR değerlerinin gerçekleşen VaR değerlerinden daha düşük olduğudur. Başka bir deyişle, VaR değeri, belirli bir güven aralığı ile belirlenmiş belirli bir elde tutma dönemi boyunca oluşabilecek maksimum portföy zararının 'tahmini' olmaktadır.

Yöntemin sağladığı belli başlı yararlar ise şu şekilde özetlenebilir[13]:

1) Üst yönetime, kapsamlı bir risk hedefi belirleyebilme olanağı sunmaktadır.

2) Value at Risk olası maksimum kayıp tutarını gösterdiğinden, içsel sermaye bölüşümünün(*internal capital allocation*) belirlenmesine olanak sağlamaktadır. Sadece kurum düzeyinde sermaye gereksiniminin belirlenmesinde değil, bireysel yatırım kararları üzerinde de etkin rol oynamaktadır. Bu, daha riskli bir yatırım daha yüksek Value at Risk ve dolayısıyla da daha büyük bir sermaye gereksinimi anlamına gelmektedir.

---

[12] Jose A. LOPEZ, "*Methods for Evaluating Value-At-Risk Estimates*", **Economic Review**, *Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1999, N:2, p.3.
[13] Kevin DOWD, a.g.e., s.21.

3) Yatırım faaliyetinden sonra ilgili birimin performansının değerlemesi yanında, yatırım kararı almadan önce farklı yatırım fırsatlarına ait risklerin hesaplanmasında da Value at Risk kullanılabilmektedir.

4) VaR değeri özet olması bakımından çok kullanışlı bir raporlama aracıdır. Bu nedenle bir çok kurum, yıllık raporlarında Value at Risk ile ilgili istatistiklerine de yer vermektedir.

Yöntem, belirli bir ekonomide risk yönetimi ile ilgilenen pek çok uygulayıcı için temel ilgi odağı olmuş ve çeşitli varlıklardan oluşan bir portföyün piyasa riskinin belirlenmesine yönelik standart bir ölçü haline gelmiştir. Doğal olarak, finansal sistemin sağlamlığının korunmasında ve bankaların risk yönetiminde de düzenleyici bir araç olarak kullanılmaya başlanmıştır. Value at Risk uygulamasındaki bu hızlı artışla birlikte, matematik-istatistik ve ekonometrik alanda yoğunlaşan uluslararası kapsamda araştırmalar yapılmaya başlanmış ve bu araştırmalar kendine özgü Value at Risk metodolojilerinin oluşumuna temel dayanak oluşturmuştur.

2.3 Risk Yönetiminde Value at Risk

Modern finans kuramının en önemli dayanaklarından ikisi, riskten kaçınma ve no-arbitraj[14] kuralıdır. Getirinin düzeyini belirleyen temel göstergelerden biri yüklenilen risktir. Dolayısıyla bir yatırımdan beklenen getiri, o yatırımın risk düzeyi ile doğru orantılı olmaktadır. Risk kavramı, sezgisel anlamda açıkça algılanabilir görünmesine karşın, bu algının sayısal olarak tanımlanabilmesi ise bir uzmanlığı gerektirmektedir. Yani, ister tek bir yatırım, ister alternatif yatırımlar için, bir yatırım düşüncesinin ortaya çıkış sürecinde iki sorunun yanıtlanması

[14] 1) Portföydeki uzun dönemli pozisyonların maliyeti, kısa dönemli pozisyonların satışından elde edilecek getiriyi aşmamalı ve, 2) Uzun dönemli pozisyonlardan elde edilen getiri, en azından kısa dönemli pozisyonlardan kaynaklanan maliyetleri karşılayacak düzeyde olmalıdır.

gerekmektedir: 1) Bu yatırım/yatırımlar riskli midir? 2) Eğer riskli ise risk düzeyi/düzeyleri ne kadardır? Bir yatırımın riskli olup olmadığı konusunda kolayca yargıya varılabilir; ancak, ne kadar riskli olduğu belirsizdir. Bir yatırımın ne kadar riskli olduğu sorusuna yanıt bulma gereksinimi, doğal olarak bazı istatistiksel ve karmaşık teknikler üzerinde uzmanlaşmayı da beraberinde getirmiştir. Bugün bilişim teknolojilerinin de katkısıyla giderek gelişen uzmanlaşmanın sonucunda çeşitli teknik, yöntem ve alt sistemlerden oluşan büyük bir risk yönetim sisteminin varlığından söz etmek olanaklıdır.[15]

Ne kadar risk yüklenildiği sorusuna yanıt arayan finansal kurumlar, yatırımlarının türüne göre kendilerini çeşitli risk faktörleri ile karşı karşıya bulmuşlardır. Tüm bu gelişmeler, finansal kurumların karşılaştıkları risk değişkenlerine göre, bilişim sistemleri ile desteklenmiş kendi risk yönetim sistemlerini geliştirme gereğini ortaya koymuştur. Bu bağlamda, finansal kuruluşları risk yönetimi konusuna yönelten ve zorlayan işletme gereksinimleri şu şekilde özetlenebilir[16]:

1) Yüklenilen riskleri daha iyi anlamak amacıyla bu riskleri ölçme gereksinimi: Çünkü şirket değeri, faiz oranları, döviz kurları gibi finansal piyasa değişkenlerine ve bu değişkenlerdeki volatiliteye karşı duyarlıdır.

2) Kuruluşun risk yönetimi biriminde ve bağlı diğer birimlerde çalışanlara yönelik daha başarılı bir güdüleme aracı sunabilmesi için, risk uyumlu (riske göre) başarı performansını(edimini) ödüllendirme isteği: Dolayısıyla bu kuruluşlar, riske göre performansı değerlendirebilmek için kendi risklerini de ölçmek zorunda kalmaktadırlar.

---

[15] Zvi WIENER, a.g.e., p.3-5.

[16] Micheal S. GIBSON, "*Information Systems for Risk Management*", **International Finance Discussion Papers**, *Board of the Federal Reserve System*, N:585, July 1997, p.1.

3) Hisse senedi sahiplerine (zamana göre) en uygun(optimal) ve tutarlı bir risk-getiri değişimi sağlamak amacıyla kuruluşlar, yüklenilen risklere göre sermaye bölüşümünü doğru ve en uygun şekilde yapmak istemektedir.

Bu gereksinimleri karşılamak için finansal sistem içinde faaliyet gösteren kuruluşlar, sofistike (uzmanlaşmış) risk yönetim metodolojileri geliştirmişler ve risk yönetimi bilişim sistemlerine büyük yatırımlar yapmışlardır. Bu kuruluşlarda tepe yönetime karşı sorumlu olan risk yöneticileri ise, bu üç gereksinimi karşılamak amacıyla kuruma özgü risk yönetimi bilişim sistemini oluşturmak zorundadırlar.

Bununla birlikte, risk yönetim sistemini oluşturan her yöntem ve/veya teknik, göreli yeterlilik düzeyine sahiptir. Dolayısıyla finansal sistem içerisinde varolan hemen her çeşit piyasaya yönelik etkin bir risk hesaplama yöntemi(durasyon analizi, gap(boşluk) analizi gibi) bulunmaktadır. Ancak bu yöntemlerin çoğunun ilgili olduğu piyasa dışındaki piyasalara doğrudan uygulanabilirliği tartışma konusu olmaktadır. Bu açıdan Value at Risk, diğerlerinden farklı olarak, değişik piyasa ve farklı risklere göre uygulanabilir bir yöntem olarak bütün faktörleri temsil eden tüm risk düzeyini, tek bir sayıya indirgemektedir.

Finansal sistemde ortaya çıkan her yeni yatırım aracı, ortaya çıkış nedenine bağlı olarak kendi risk faktörünü de taşımaktadır. Örneğin, bir devlet tahvilinin riskini belirleyen ana faktör faiz oranı olmaktadır ve bu riskin temel ölçütü durasyon yani bağlanma süresidir. Tahvilin vade yapısı ile bağlantılı olarak ortaya çıkan durasyon; konveksite ya da piyasa faiz oranlarındaki olağandışı dalgalanmalara karşı tahvilin duyarlılığı ile hesaplanmaktadır. Bunun yanında, faiz oranlarının vade yapısına yönelik parametrik modeller de bulunmaktadır. Bu modeller analitik olmaktan çok sayısal bir yaklaşım sunmaktadır. Özel sektör tahvillerinde ise belirleyici risk faktörü, piyasa faiz oranı yanında ödenmeme riskidir. Ödenmeme riski, tahvili piyasaya sunan özel sektör kuruluşunun mali yapısına yönelik analizi de gerektirmektedir. Ancak Türkiye'de pek yerleşik olmamasına karşın, bu amaçla izlenebilecek en temel yol kredi derecelendirme sistemlerinin kullanılmasıdır.

Hisse senetlerinde en önemli risk ölçütü ise, hisse senedi getirilerinin oynaklığı(volatilitesi)dır. Belirli bir yatırım portföyünde bu parametre, beklenen getirilerin düzeyi ve bu getirilerin hem diğer hisse senetleri hem de hisse senedi dışındaki varlıkların getirileri arasındaki ilişkiler (korelasyon) yoluyla kendini göstermektedir. Bu veriler, Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modeli(CAPM) gibi standart yatırım modellerinin temel girdilerini oluşturmaktadır. Bununla birlikte, hisse senedi piyasasının politik risk ve hukuki risk gibi diğer risk türleriyle de çok sıkı biçimde ilişkili olduğu unutulmamalıdır.

Riskten korunmak amacıyla geliştirilmiş türev araçları etkileyen risk faktörleri ise üzerine yazılan (*underlying*) varlığın risk faktörü ile eşdeğerdir. Örneğin, opsiyon sözleşmelerinde, her bir opsiyon ya da opsiyon portföyünün riski; delta, gamma, theta vs., gibi bir dizi simge ile gösterilmektedir. Bu simgelerin her biri, opsiyon sözleşmesine konu olan varlık, oynaklık ya da vadeye kalan zaman gibi parametrelerden herhangi biri değiştiğinde sözleşmenin fiyatındaki değişimin oranını yani riskini göstermektedir.

Yukarıdaki yatırım araçlarından farklı olarak döviz yatırımlarında üstlenilen risk ise, arbitraj işlemlerinde alım satım aralığını ifade eden 'spread(aralık)'ler ile döviz kuru dalgalanmalarına işaret etmektedir. Bununla birlikte, Value at Risk, risk yönetiminin bileşenlerinden ayrı olarak değil tüm risk yönetim sisteminin[17] bir parçası yani alt sistemi olarak düşünülmelidir. Dolayısıyla sistemdeki diğer

---

[17] Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu risk yönetim sistemini "yönetim kurulunun, bankanın gelecekteki nakit akımlarının ihtiva ettiği risk-getiri yapısını, buna bağlı olarak faaliyetlerin niteliği ve düzeyini izlemek, kontrol altında tutmak ve gerektiğinde değiştirmek amacıyla uygulamaya koyduğu standart belirleme, standartlara uygunluğu tespit etme, karar alma ve uygulama sürecine ilişkin mekanizmaların tümü" olarak tanımlamıştır. Bkz: Resmi Gazete, Bankaların İç Denetim ve Risk Yönetimi Sistemleri Hakkında Yönetmelik, Sayı:24312, Tarih: 08.02.2001, Madde 2.

bileşenler, Value at Risk uygulamasında tamamlayıcı ve yardımcı nitelik taşımaktadır. Bu bağlamda, risk yönetiminin yürütülmesinden sorumlu yöneticinin, Value at Risk yöntemini tek başına bir risk ölçütü olarak değerlendirmeye alması, sorumlu olduğu portföyün taşıdığı riskin gerçeğe yakın biçimde ortaya konması bakımından yanılgılara neden olabilecektir. Burada en akılcı tutum, VaR değerlerinin diğer risk ölçüm teknikleriyle birlikte yorumlanmasıdır.

Value at Risk gereksinimi öncelikle, risk yönetimi açısından böyle bir ölçütün geliştirilebileceği yönünde farklı bir düşünce boyutunun gelişmesini sağlamıştır. İlk bakışta, pek kolay anlaşılır görünmemesine karşın Value at Risk, firma boyutlu risk yönetiminde köktenci bir yaklaşıma önderlik eden anahtar görevi görmüştür. Bu yeni yaklaşım, geleneksel risk yönetimi anlayışının ötesine geçmekle kalmayıp özel ve kamu sektörü kuruluşlarının risk yönetimi davranışlarında köklü bir değişimi zorunlu kılmıştır. Buradan hareketle, Value at Risk yönteminin risk yönetimine yararı konusunda şunlar söylenebilir[18]:

1) Üst yönetime gerçekte olabildiğinden çok daha iyi bir risk yönetimi fırsatı ve bilgilenme olanağı sunmaktadır.

2) Önceden belirlenemeyen hata ve hilelere karşı daha sıkı bir denetim sağlayan yeni denetim sistemlerinin geliştirilmesine öncülük etmektedir. Birçok sistem, son yıllarda risk yönetiminde ortaya çıkan başarısızlıkların tekrarının önlenmesine yönelik uzun soluklu bir yola girmiştir.

3) Daha tutarlı bir risk anlayışı ve daha geniş bir risk saydamlığına öncülük ederek, kurum içinde bütünleşik bir risk davranışı sağlamaktadır.

[18] Kevin DOWD, a.g.e., p.21-22.

4) Yatırım, korunma ve ticari kararlara dayanak olabilecek uygulanabilir (*operational*) yeni bir karar alma aracı sunmaktadır.

5) Trader'ler, yöneticiler, ve risk yükleniminden sorumlu diğer işgörenler için yeni ödüllendirme koşulları sunmaktadır. Dolayısıyla, yüklenilen riskler dikkate alınmadan sadece kâra dayalı ödüllendirme sisteminin getirdiği aşırı risk yükleniminin önlenmesine yardımcı olmaktadır.

6) Value at Risk metodolojisine dayanan sistemler, kendine özgü piyasa riskleri yanında nakit akışı riski, likidite riski ve kredi riski gibi diğer risklerin ölçülmesinde de kullanılabilmektedir. Bu, farklı risk türlerinin yönetimine daha bütünleşik bir yaklaşım, daha etkin bütçeleme ve daha iyi bir stratejik yönetime öncülük etmektedir.

2.4 Basit Value at Risk Ölçümü

İstatistiksel anlamda rassal değişkenlerin olasılık dağılımları kesikli ve sürekli olmak üzere iki şekilde ortaya çıkmaktadır. Örnekler uzayındaki örnek noktaların sayısı sonlu ya da sayılabilir sonsuz ise kesikli dağılım, sonsuz ya da sayılamaz sonsuz ise sürekli dağılım söz konusudur. Kesikli değişkenler tam sayı değerler alırken sürekli değişkenler belli bir aralıktaki bütün değerleri alabilirler. Bu çerçeve içinde istatistiksel analiz genelde dört ana konudan oluşmaktadır:

1) Frekans dağılımlarının hangi nokta etrafında dağıldıklarını gösteren merkezi eğilim ölçüleri. Örneğin, aritmetik ortalama, medyan ve mod.

2) Merkezi eğilim ölçülerinin serideki değerleri ne ölçüde temsil ettiğini ve

serideki yerini gösteren merkezi yayılım(değişkenlik) ölçüleri. Örneğin, ortalama mutlak sapma, varyans ve standart sapma ile değişim katsayısı.

3) Frekans dağılımlarının, simetrik olup olmadığını tek bir sayısal değer şeklinde gösteren çarpıklık ve basıklık ölçüleri. Örneğin, Pearson ve Bowley asimetri ölçüleri.

4) Birbirinden farklı özellik gösteren farklı frekans grupları arasındaki ilişkiyi, ilişkinin yönünü ve derecesini gösteren ilişki ölçüleri. Örneğin, regresyon ve korelasyon katsayısı gibi.

En çok bilinen istatistiksel olasılık dağılımlarına örnek olarak, Normal, Üstel, Lognormal, Gamma, Weibull, Beta sürekli dağılımları ile, Binomial, Geometrik, Negatif Binomial, ve Poisson kesikli dağılımları verilebilir.

Herhangi bir rassal değişken ile onun ortaya çıkma olasılığı arasındaki bağıntının matematiksel ifadesi ise, olasılık dağılım fonksiyonunu göstermektedir. Bir fonksiyonun olasılık dağılımını ifade edebilmesi için rassal değişkenlerin pozitif değerli ve olasılıklar toplamının bire eşit olması gerekmektedir. Bu anlamda olasılık dağılım fonksiyonu, bir X rassal değişkeninin herhangi bir x değerinden küçük ya da büyük olma olasılığını vermektedir. Bir hisse senedinin getirilerinin dağılımı rassal değişken olarak kabul edilirse, bu getirilerin olasılık dağılım fonksiyonu "getiri uzayı" içinde bulunan herhangi bir noktadaki getirinin örneğin, ortalama getiriden düşük ya da yüksek olma olasılığını verecektir.

Olasılık dağılımlarında en çok kullanılan parametreler ise, merkezi eğilim ölçüsü olan beklenen değer ile, merkezi yayılım ölçüsü olan varyans ve standart sapmadır. Beklenen değer, rassal değişkenlerin gerçekleşme olasılıklarıyla ağırlıklandırılmış aritmetik ortalamasıdır. Varyans ve onun karekökü olan standart sapma ise, verilerin ortalamaya (referans noktası ortalama) göre nasıl dağıldığının ölçüsüdür. VaR hesaplamalarında standart sapmanın doğru tahmin edilmesi çok önemlidir. Standart sapma finansal çalışmalarda riskin, yani volatilitenin, bir ölçüsü olarak kullanılmaktadır[19].

2.4.1 Normal Dağılım

GAUSS dağılımı olarak da adlandırılan normal dağılım, sürekli rassal değişken olasılık dağılımları içinde en çok kullanılan istatistiksel dağılımlardan biridir. Bu dağılıma göre X rassal değişkeninin olasılık yoğunluk fonksiyonu(probability density function = PDF) aşağıdaki gibidir[20]:

$$f(x) = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} \qquad -\infty < x < +\infty \text{ ve } \sigma > 0$$

Burada,

μ : Normal dağılımın ortalamasını,

σ : Normal dağılımın standart sapmasını

π : 3,1416(pi sayısı)'nı göstermektedir.

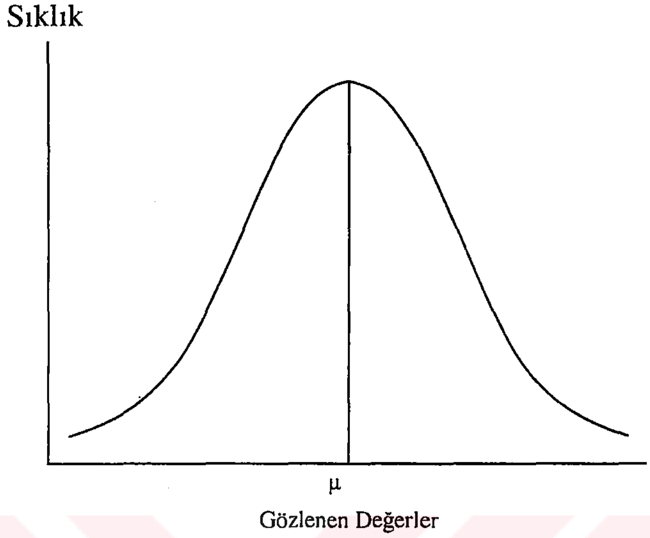
σ ve μ dağılımın parametreleri ve $f(x)$ olasılık yoğunluk fonksiyonu olduğuna göre, normal dağılım koşulu altında (X ~ $N(\mu,\sigma^2)$) eğri altında kalan alan $-\infty$'dan $+\infty$'a olasılık yoğunluk fonksiyonunun integraline eşittir:

$$f(x) = \int_{+\infty}^{-\infty} \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} e^{-\frac{1}{2}\left(\frac{x-\mu}{\sigma}\right)^2} dx = 1 \qquad -\infty < x < +\infty \text{ ve } \sigma > 0$$

[19] Hasan ŞAHIN, *"Bankacılar İçin Riskteki Değer (Bilgisayar Uygulamalı)"*, Türkiye Bankalar Birliği Eğitim ve Tanıtım Grubu, **Seminer Notları**, Ankara, 28-29 Ocak 2002, s.9.

[20] Maria T. QUINTANILLA, *"An Asymptotic, Expansion for Value-At-Risk"*, **Working Paper**, University of Toronto, Mathematics Department, p.11-12.

Buna göre, eğri ile x ekseni arasında kalan alan içinde değişkenlerin olasılık değerlerinin toplamı 1'e eşit olmaktadır.



Şekil 1: Normal Dağılım

Şekil 1'de gösterilmiş olan normal dağılım eğrisinin temel özellikleri şu şekilde sıralanabilir:

1) $f(x)$ eğrisi, rassal değişken değerinin μ'ye eşit olduğu noktada maksimumdur. Dolayısıyla, normal dağılım eğrisinin yüksekliği standart sapma ile ters orantılıdır. Yani, standart sapma arttıkça eğri basıklaşmaktadır($f_{maks} = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}}$).

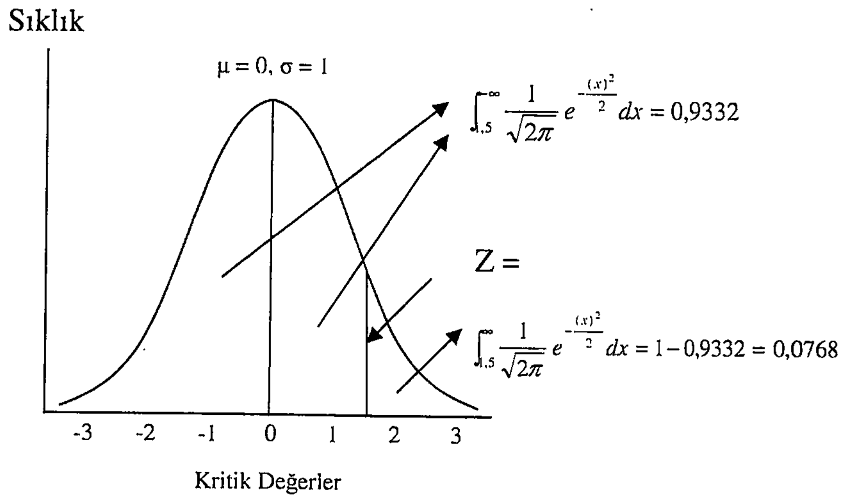
2) X = μ ± σ noktaları normal dağılım eğrisinin dönüm noktalarıdır.

3) Simetriktir.

Her farklı μ ve σ değerleri için farklı dağılımlar ortaya çıktığından her normal dağılım için $Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$'ya göre hesaplanmış farklı teorik tablo değerlerinin oluşturulması gerekmektedir. Ortalamanın sıfır ($\mu = 0$), varyansın 1 ($\sigma^2 = 1$) olduğu normal dağılım, standart normal dağılım[Z~N(0,1)] olarak adlandırılmakta ve herhangi bir normal dağılım bu dağılıma dönüştürülebilmektedir. Bu nedenle dağılımlar standart bir dağılıma dönüştürülerek tek bir teorik tablonun kullanılması daha uygun olmaktadır. Hisse senedi yatırımlarında standart normal dağılımın önemi şudur:

Markowitz modeli'ne göre, yatırımcı iki farklı risk-getiri bileşenine göre yatırım davranışını belirlemektedir: 1) ya belirli bir risk düzeyinde maksimum getiri bekleyecektir, 2) ya da belirli bir getiri karşılığında minimum risk üstlenmeyi bekleyecektir. Bu bağlamda yatırımcı, en kötü durum senaryosu(worst case senario) yaklaşımına göre, ortalama getirinin sıfır olması durumunda yüklendiği riski hesaplamak durumundadır. O nedenle normal dağılım modeline göre elde edilen sonuçların(örneğin, risk göstergesi olarak standart sapmanın) standart normal dağılım cinsinden ifade edilmesi gerekmektedir.

$Z = \frac{X - \mu}{\sigma}$, ortalamadan(ortalama getiriden) her bir birimlik sapma başına düşen standart sapma(risk) miktarını göstermektedir. Örneğin, ortalama getirisi %12, standart sapması %2 olan bir normal dağılım varsayılsın. Standart normal dağılıma göre, %15'lik bir getirinin gerçekleşme olasılığı; Z=1.50'ye karşılık gelen tablo değeri, 0,9332(c)'dir. Normal dağılım eğrisinin altında kalan alanda olasılık değerlerinin toplamı 1 olduğuna göre, getirinin %15'den büyük olma olasılığı ise 1-c kadar yani 1-0,9332 = 0,0768 olacaktır.



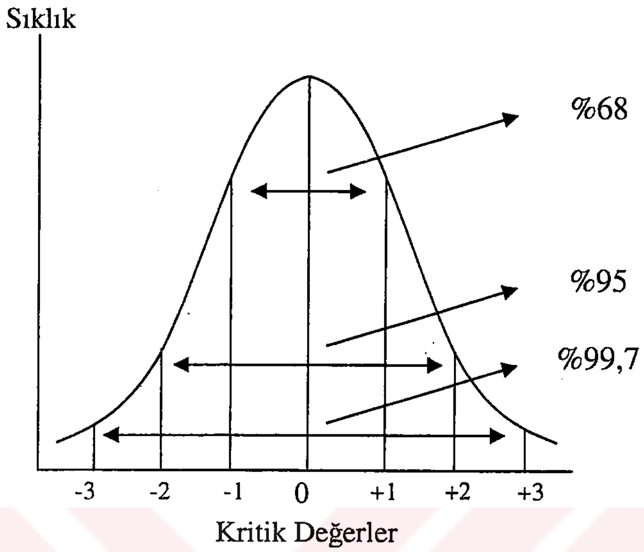
Şekil 2: Standart Normal Dağılım

Genel olarak rassal değişkenlerin ortalama etrafında gerçekleşme olasılıklarının sınırladığı alanlar güven aralıkları olarak adlandırılmaktadır. İstatistiksel uygulamalar genellikle, anakitleyi temsil eden örnek dağılımlar üzerinde yapılmaktadır. Eğer gözlem sayısı 30'dan büyükse, normal dağılım tablosundan yararlanılarak örnek ortalama ve varyansı üzerinden, anakitle ortalaması için güven aralıkları oluşturulabilmektedir. n örnek büyüklüğünü göstermek üzere, anakütle ortalama getirisi, 1-c güven aralığına göre,

$$p(\overline{X} - Z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}} < \mu < \overline{X} + Z_{\alpha/2}\frac{\sigma}{\sqrt{n}}$$

aralığında olacaktır.

Şekil 3'de görüldüğü gibi, istatistikte, 1 standart sapmaya karşılık %68, 2 standart sapmaya karşılık %95 ve 3 standart sapmaya karşılık %99,7 düzeyinde üç güven aralığı standart haline gelmiştir[21]: Bu güven aralıklarının standart normal değişken değerleri(Z_α) ise, sırasıyla %68,2 için 1,33, %95 için 1,65 ve %99,7 için 2,33'tür.



Şekil 3: Standart Normal Dağılımda Güven Aralıkları

En kötü olay senaryosu yaklaşımına göre, çalışmanın konusunu oluşturan VaR hesaplaması, tek taraflı(negatif yönlü) güven aralığında ortalamadan sapma olasılığına dayanmaktadır($P(X > VaR) = 1 - c$)

2.4.2 Normal Dağılım Varsayımı Altında Value at Risk Hesaplaması

Bir risk ölçütü olarak VaR, kuramsal olarak normal dağılımın sol alt kuyruğu üzerinde yoğunlaşmaktadır. V_0 portföyün başlangıç yatırım değeri olmak üzere, belirli bir güven aralığına göre(örneğin %95), önceden belirlenmiş kabul edilebilir(kritik) getiri düzeyi(cutoff return) R* ise bu getiriye göre dönemsonu kritik portföy değeri V^*;

---

[21] William FOX, **Social Statistics Using MicroCase**, USA, 1992, p.97.

$V^* = V_0(1+R^*)$

olacaktır. Bu, "c" güven aralığına göre, en fazla zamanın yüzde (1-c)'sinde bu getiri(kayıp)den daha fazlasıyla karşılaşılabileceği anlamına gelmektedir. Örneğin, güven aralığı %95 olarak alınmışsa 100 iş günü içinde en fazla 5 gün bu kayıptan daha yüksek kayıpla karşılaşılacaktır.

Şekil 4'de görüldüğü gibi, normal dağılım fonksiyonu cinsinden VaR değeri, kritik portföy değeri ile $-\infty$ arasında kalan alan olmaktadır[22]:

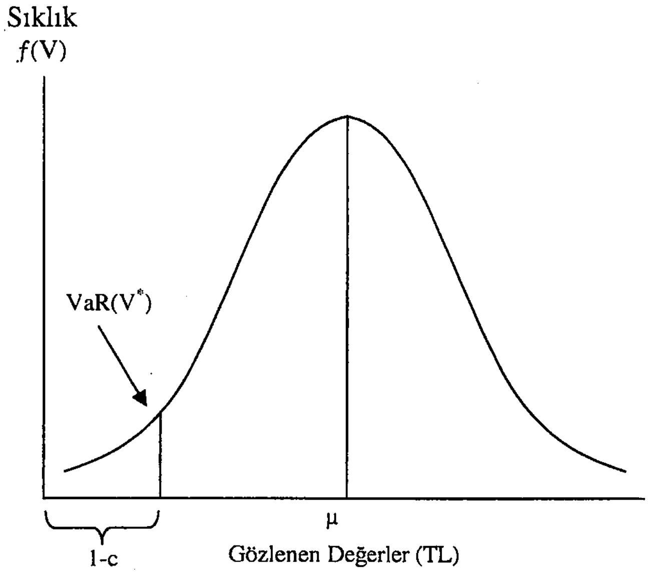
$$1-c = \int_{-\infty}^{V^*} f(V)dv$$

Kritik getiri ve normal sapma cinsinden ise[23],

$$1-c = \int_{-\infty}^{V^*} f(V)dv = \int_{-\infty}^{R^*} f(r)dr = \int_{-\infty}^{-\alpha} \Phi(\in)d\in$$ olmaktadır.

[22] Mark R. MANFREDO and Raymnod M. LEUTHOLD, *Market Risk Measurement and Cattle Feeding Magrin:An Application of Value-At-Risk*", **OFOR Working Paper,** N:99-04, August 1999, p.5.

[23] Philippe JORION, "*Risk^2 : Measuring the Risk in Value at Risk*", **Financial Analysts Journal,** Vol:52, November 1996, p.3-5.



Şekil 4: VaR Değerinin Şekilsel Gösterimi

Yukarıdaki açıklamalar ışığında, tutar ve sapma cinsinden standart normal dağılıma dönüştürülmüş VaR değeri ise,

$$VaR_{sapma} = -\alpha\sigma$$

$$VaR_{tutar(Ort)} = -V_0 \times \alpha\sigma$$

Bu ifadeler yıllık ortalama değerleri göstermektedir. Ancak VaR tanımına göre belirli bir elde tutma süresinden (Δt) sonra portföy bileşimlerinin değiştiği varsayılmaktadır. Dolayısıyla zamanın karekökü kuralına göre elde tutma süresi[24] de VaR hesaplamasına dahil edilmelidir. Bu durumda yeni VaR değeri;

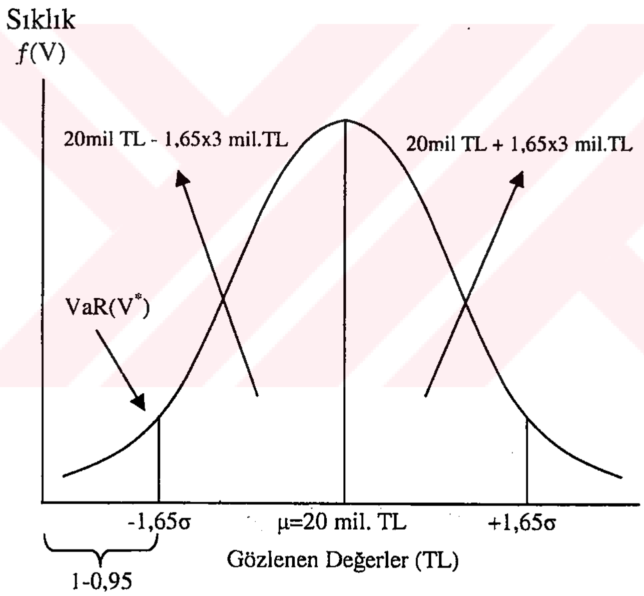
$VaR_{Ort.} = -V_0 \times \alpha\sigma\sqrt{\Delta t}$ olur.

[24] Bkz: Konu başlığı: 2.4.3.2.

Normal dağılım varsayımından hareketle, güven aralığı c'ye göre, bir portföyün VaR değeri μ-$\alpha\sigma$ ile μ+$\alpha\sigma$ aralığında değişmektedir[μ-$\alpha\sigma$,μ+$\alpha\sigma$]. Örneğin, ortalama getirisi 20 milyar TL, standart sapması 3 milyar TL olan bir portföyün %95 güven seviyesindeki ortalama günlük(Δt=1) VaR değeri aşağıdaki şekilde de görüldüğü gibi;

$$[20\,\text{mil.TL} - 1{,}65 \times 3\,\text{mil.TL}, 20\,\text{mil.TL} + 1{,}65 \times 3\,\text{mil.TL}] = [15{,}1\text{mil.TL}, 25\,\text{mil.TL}]$$

aralığında değişecektir. Elde edilen sonuçların normal dağılım eğrisi içindeki konumu aşağıda şekilsel olarak görülmektedir.



2.4.3 Value at Risk Ölçümünde Parametrelerin Belirlenmesi

2.4.3.1 Güven Aralığı

Güven aralığının seçimi VaR tahmininde beklenen güvenirliğin düzeyi ile ilgilidir. Birçok farklı güven aralığı belirlenebilirken uygulamada %95, %97 ve %99 güven aralıkları yaygın olarak kullanılmaktadır. Bununla birlikte Basle Komitesi VaR hesaplamalarında güven aralığının %99 alınması gerektiğini savunurken VaR ölçümünün gelişmesine katkıda bulunan J.P.Morgan şirketi ise hesaplamalarında %95 güven aralığını tercih etmektedir.

Normalite varsayımı, farklı parametrelere göre ölçülmüş VaR değerlerinin karşılaştırılabilmesine de olanak tanımaktadır. Dolayısıyla %95 güven seviyeli VaR değerinden %99 güven seviyeli VaR değeri elde edilebilmektedir. Benzer şekilde, farklı elde tutma sürelerine göre hesaplanmış –örneğin günlük ile aylık- VaR değerleri de karşılaştırılabilmektedir. Bu açıdan aynı türdeki değişik portföylerin değerlendirilmesi mümkün olmaktadır. Örneğin, %95 güven aralığına göre hesaplanmış VaR değeri %99 güven aralıklı VaR değerine çevrilmek istensin: Normalite varsayımı, VaR değerinin $-\alpha\sigma$'e eşit ve %95 güven seviyesinde α değerinin 1,65 olduğunu zaten söylemektedir. Buna göre portföy standart sapması $\sigma = VaR_{0,95}/1,65$ olacaktır. Aynı şekilde %99 güven seviyesindeki $VaR_{0,99}$ değeri $2,33\sigma$'dır. Dolayısıyla $VaR_{0,99} = (2,33/1,65)VaR_{0,95}$ olur. Yani %99 güven seviyeli VaR değeri, %95 güven seviyeli VaR değerinin yaklaşık 1,41 katı kadar olacaktır. Aynı işlem değişik güven aralıkları arasında da kolayca uygulanabilmektedir[25]. Burada dikkate alınması gereken önemli nokta, bu tür bir karşılaştırmanın ancak aynı metodolojiye göre hesaplanmış VaR değerleri arasında olabileceğidir.

2.4.3.2 Elde Tutma Süresi

VaR tanımından çıkarılabilecek unsurlardan biri de elde tutma dönemi(holding period)dir. Varsayımsal olarak elde tutma dönemi, kısaca portföy pozisyonlarında herhangi bir değişimin olmadığı zaman aralığı olarak tanımlanabilir. Bu, güven aralığı ile birlikte piyasa riskinin ölçümünde kullanılan VaR modellerinin

[25] Kevin DOWD, "*Accounting for Value at Risk*", **Working Papers**, University of Sheffield, Department of Economics, Revised, February 1999, p.9-10.

yürütülmesinde en önemli iki bileşenden biridir. O nedenle VaR hesaplamasında elde tutma dönemi seçiminin önemi oldukça yüksektir. Dolayısıyla risk yöneticileri tarafından bu iki bileşenin seçimi VaR modellerinin doğasını büyük ölçüde etkilemektedir[26].

Önermeleri VaR ölçümünde standart haline gelen Basle Komitesi Ocak 1996'da elde tutma dönemine ilişkin olarak üç önemli standart belirlemiştir[27]:

1) VaR günlük olarak hesaplanmalıdır.

2) Elde tutma dönemi on iş günü olmalıdır.

3) VaR hesaplamasında tarihi gözlem dönemi(örnekleme dönemi, time horizon) en az bir yıl yani 250 iş günü olmalıdır.

VaR değerinin günlük olarak hesaplanması kamuyu aydınlatma amacına yönelik olarak önerilmektedir. İlk olarak bu uygulama, Ekim 1994'den başlayarak gün içinde yapılan işlemlere bağlı olarak her gün sonunda karşı karşıya bulunduğu piyasa riski düzeyinin J.P.Morgan tarafından günlük olarak ilan edilmesiyle başlamıştır[28]. Ancak, aktif portföylerin bileşimi sıklıkla değişmeye uygun

[26] Darryll HENDRICKS, "*Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data*", **Economic Policy Review**, *Federal Reserve Bank of New York*, April 1996, p.40.

[27] Bkz: Basle Committee on Banking Supervision, **Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks**, January 1996, p.39-46.

[28] Üst yönetim tarafından her gün saat 16:15'de, gün boyunca karşılaşılabilecek potansiyel zarara ilişkin olarak tek sayfalık özet bir rapor istenmesi VaR metodolojisinin başlangıcı olmuştur. Bu amaçla, J.P.Morgan tarafından piyasa riskinin tahmin edilmesi için geliştirilmiş RiskMetrics sistemi volatitite ve korelasyon tahminlerine dayanan veri setlerinden oluşmaktadır. 400'den fazla araca ilişkin volatilite ve korelasyon tahminlerini içeren üç adet veri setinin yanı sıra, Avustralya, Avusturya, Belçika, Kanada, Danimarka, Finlandiya, Fransa, Almanya, Hong Kong, İrlanda, İtalya, Japonya Hollanda, Yeni Zelanda, Norveç, Portekiz, Singapur, İspanya, İsveç, İsviçre, Birleşik Krallık ve Amerika Birleşik Devletleri'ndeki yabancı para, para piyasaları, faiz oranı swapları, tahviller ve hisse senedi endekslerini kapsamaktadır. Sistem, elde tutma süresini bir gün, güven aralığını ise %95 olarak kabul etmektedir. Bkz: Michael J.PHELAN, "*Probability and Statistics Applied to the Practice of Financial Risk Management: The Case of JP Morgan's RiskMetrics™*", **Working Paper**, *No:95-19*, Wharton Scholl of the University of Pennsylvania, USA: 1995, p.1-40.

olduğundan elde tutma dönemi boyunca portföy pozisyonunun değişmediği varsayımı tartışmalıdır. Bu tür portföylerin pozisyonları değil on günde bir eş-anlı (real-time) olarak sürekli değişmektedir. Dolayısıyla, VaR ölçümüne yönelik etkin bir strateji için anlık değişimlerin dikkate alınması gerekmektedir. O nedenle, örneğin, yatırım fonları ile yatırım ortaklıklarında daha uzun dönemler seçilirken, aracı kurumlarda gecelik zaman dilimi yeğlenmektedir.

Amaca yönelik olarak elde tutma süresinin seçimi konusundaki tartışmalar üç temel görüş üzerinde yoğunlaşmaktadır[29]:

1) Piyasa riskine karşılık olarak tutulmak istenen sermayenin (riske açık sermaye, risk etkili sermaye = capital at risk) belirlenmesinde elde tutma süresi, birkaç aylık, yıllık veya daha uzun süreli yerine gecelik veya haftalık olarak ele alınmalıdır. Bunun yanında, günlük ya da gecelik elde tutma süresine göre verilen yatırım kararının analizi zorlaşırken seçilen yatırım aracının türüne göre, likiditesi yüksek menkul değerler için uzun, opsiyonlar gibi likiditesi düşük menkul değerler için kısa elde tutması süresinin kullanılması VaR değerlerinin yanlış hesaplanmasına neden olabilmektedir.

2) VaR hesaplamasında pek çok matematiksel model uygulanmaktadır. Doğrusallığa dayalı bu modeller fiyatlama amacının bir parçası olarak gap analizinde yetersiz kalmaktadır. Olması gerekenden uzun elde tutma dönemi seçilmesi nedeniyle oluşan tahmin hatası gelişmiş ülkelerdeki birçok aracı kurumun zarar açıklamasına neden olmuştur. Bundan dolayı, VaR modellerinin duyarlılığının testi bir zorunluluk olarak ortaya çıkmaktadır.

   Normal piyasa koşulları altında, banka portföyündeki bir çok pozisyon daha az bir zaman dilimi içerisinde likit hale dönüştürülebildiğinden, 10 günlük elde

---

[29] Tanya Styblo BEDER, "*Report Card on Value at Risk:High Potential but Slow Starter*", **Bank Accounting & Finance**, p.17-18., http://www.almproffessional.com/Articles/Repcard.pdf

tutma dönemi aşırı derecede tutucu olmakla eleştirilmektedir. Bununla birlikte 10 günlük standart, keza, doğrusal olmayan fiyat özellikleri gösteren opsiyon ve diğer pozisyonlarla oluşan risklere yönelik bir gereksinimi yansıtmaktadır. Piyasa riski faktörlerindeki değişimlere karşı opsiyonların duyarlılıkları, bu değişimlerin büyüklüğüne göre aşırı derecede yüksek oranda artabileceği için, bir günlük süreden daha uzun bir elde tutma dönemi seçilmelidir. O nedenle, 10 günlük elde tutma döneminin seçimi, sermaye gereksiniminin hesaplanmasında kullanılan VaR tahminlerinin piyasa riski faktörlerindeki 10 günlük anlık fiyat hareketinin etkisiyle birleştirilmesi gerektiği görüşünden doğmaktadır. Opsiyonlarda 10 günlük elde tutma döneminin seçimi ise, özellikle "gamma riski"nin[30] ölçülmesinde önem taşımaktadır.[31]

3) Elde tutma süresine yönelik olarak bir başka sorun da farklı sürelere göre hesaplanmış VaR değerlerinin karşılaştırılmasında ortaya çıkmaktadır. Varsayım olarak karşılaştırma yapılabilmesi ya da elde edilen sonuçların farklı sürelere göre çevrilebilmesi için hesaplamada kullanılan serinin normal dağılım özelliği göstermesi gerekmektedir. Basle Komitesi bu varsayım altında çevrim yöntemi olarak "zamanın karekökü(sequare-root of time: $\sqrt{t}$) tekniğinin uygulanmasını önermektedir.

Finansal piyasalarda olağanüstü dalgalanmaların yaşandığı dönemlerde elde tutma süresinin seçimi oldukça önemlidir. Bunun nedeni hesaplanan volatilitenin elde tutma süresine göre değişkenlik göstermesidir. Bu açıdan en uygun elde tutma süresinin belirlenmesine yönelik çalışmalardan söz etmek mümkündür. Örneğin Christoffersen, Diebold ve Schuermann(1998) ile Kiyama ve diğerleri(1998) tarafından faiz araçlarına yönelik olarak yapılan çalışmalarda, on ya da onbeş

---

[30] Gamma risk, opsiyonun fiyatının, üzerine yazıldığı menkul değerin fiyatındaki değişime duyarlılığının ölçüsüdür.

[31] Darryll HENDRICKS and Beverly HIRTLE, "*Bank Capital Requirements for Market Risk: The International Models Approach*", **Economic Policy Review**, *Federal Reserve Bank of New York*, December 1997, p.4.

günden daha elde tutma süresinin seçilmesi durumunda volatilitenin etkin bir şekilde öngörülenemeyeceği belirtilmektedir[32].

2.4.3.3 Zamanın Karekökü Kuralı

Basle Komitesi'nin belirlediği standartlara göre basit olarak VaR ölçütü, %99 olasılıkla 10 iş günü boyunca katlanılması beklenen maksimum portföy zararı anlamına gelmektedir. Ancak varyans değeri, portföye yönelik olarak, 10 günden fazla elde tutma süresi için hesaplanabileceği gibi, yapılan işlemlerden dolayı 'trader risk'in belirlenmesine yönelik olarak günlük hatta gecelik de hesaplanabilmektedir. Zamanın karekökü kuralının önemi şu noktalarda ortaya çıkmaktadır[33]:

1) Amaca göre, farklı risk yönetim birimlerinden oluşan bir yatırım şirketinde, riske uyarlı getiri(risk adjusted return) anlayışına göre sermaye bölüşümünün(capital allocation) yapılabilmesi için farklı elde tutma sürelerine göre hesaplanmış VaR değerlerinin uyumlaştırılması gerekmektedir. Volatilite çoğunlukla elde tutma süresi ile doğru orantılıdır. Yani zaman arttıkça volatilite(mutlak) de yükselmektedir. Ancak zamana göre ne derece değiştiğinin belirlenmesi güçtür. Bu nedenle zamanın karekökü kuralı, VaR değerinin, portföy standart sapmasının bir çarpanı olarak $\sqrt{t}$ oranında yükseldiği varsayımına dayanmaktadır.

2) Benzer portföyleri olan iki farklı kuruluşun VaR değerleri karşılaştırılmak istendiğinde hangi güven aralığı ve elde tutma dönemine göre hesaplandığının

---

[32] Bkz: Peter CHRISTOFFERSEN, Francis X. DIEBOLD, and Til SCHUERMANN, "*Horizon Problems and Extreme Events in Financial Risk Management*", **FRNBY Economic Policy Review**, October 1998, p.109-118; Yoshinao KIYAMA, Tsukasa YAMASHITA, Toshinao YOSHIBA, and Toshihiro YOSHIDA, "*Interest Risk of Banking Accounts: Measurement Using the VaR Framework*", **Monetary and Economic Studies**, May 1998, p.1-34.

[33] **Derivatives Week**, "*Learning Curve:Translating VaR Using* $\sqrt{T}$", October 14, 1996, p.1.

bilinmesi gerekmektedir. Örneğin, %1 olasılıkla katlanılan zarar %5 olasılıkla katlanılan zarardan daha büyüktür. Aynı şekilde 10 günlük elde tutma dönemine göre hesaplanan VaR değeri 1 günlük elde tutma dönemine göre hesaplanan VaR değerinden daha büyük olacaktır. Dolayısıyla karşılaştırma yapmak için, 1 günlük elde tutma dönemine göre hesaplanan VaR değerinin 10 günlüğe dönüştürülmesi gerekmektedir.

Zamanın karekökü kuralının güvenirliği, iki temel varsayıma dayanmaktadır: 1) Menkul değerlerin getirileri normal dağılımlı olmalıdır. Ayrıca değişkenler arasındaki ilişki doğrusal özellik göstermelidir. Dolayısıyla opsiyon portföylerinde bu teknik kullanılmamalıdır. 2) Volatilite ve korelasyonlar zaman içinde sabit olmalıdır. O nedenle, koşullu volatilite tahminlerinde zamanın karekökü tekniğinin uygulanması gerçek değerden uzaklaşmaya neden olabilmektedir. Bu durumda kuyruk endeksi olarak da bilinen alfa-kök kuralı(alpha-root rule)[34] uygulanmalıdır(yan koşul:$\alpha>2$ ve $\sqrt{t} > \sqrt[\alpha]{t}$).

Tablo 2'de dünya finans sisteminde önemli bir yere sahip olan belli başlı finansal kuruluşların VaR ölçümlerinde esas aldıkları temel parametreleri gösterilmektedir.

[34] Ayrıntılı bilgi için bkz: Jon DANIELSSON, Philippe HARTMANN, "*The Cost Of Conservatism: Extreme Returns, Value-at-Risk, and the Basle Multipication Factor*", **Working Paper,** January 1998, p.1-10.

Tablo 2:
Bazı Büyük Finansal Kuruluşların Kamuya Açıklanmış VaR Değişkenleri

Kurum	$VaR_{ort.}$	Güven Aralığı	Zaman Aralığı	Günlük VaR'ın St. Sapması	Yüksek/Düşük Günlük VaR
Bank America	Var[1]	%97,5	1 gün	Yok	Var
Bankers Trust	Var	%99	1 gün	Yok	Var
Citicorp	Var	%99[2]	1 gün	Yok	Aylık ort.
CSFB	Var	%99	10 gün[3]	Implied[3]	Var
Deutsche Bank	Var	%99	1 gün/10 gün	Yok	Var
HSBC	Var	%95	1 gün	Yok	Var
JP Morgan	Var	%95	1 gün	Implied[3]	Var
Stander Group	Var	%99,86	1 gün	Yok	Var
UBS	Var	%97,7	1 gün	Implied[3]	Implied[3]

1. Bank America, dikkate alınan temel risk faktörlerinin korelasyonları ile ilgili olarak farklı varsayımlara dayanan iki farklı VaR değeri açıklamaktadır.
2. Citicorp, daha önce %97,7 olan güven seviyesini 1 Ocak 1998'den itibaren %99'a yükseltmiştir.
3. CSBS, 1 günlük elde tutma dönemine göre VaR tahmini de yapmasına rağmen 10 günlük değerleri açıklamaktadır.
4. Implied Price Volatility[35], standart sapmanın açık olarak belirtilmediği ancak rapordaki diğer bilgilerden türetilebileceği anlamına gelmektedir.

Kaynak: Kevin DOWD, "*Accounting for Value At Risk*", s.23.

2.4.3.4 Sınama Tekniği ve Çarpan Faktörü

Hesaplanan VaR değerleri birer tahmin olduğuna göre, VaR modellerinin güvenilirliği yüklenilen riski ne ölçüde yansıttığına bağlı olarak değişmektedir. Bu açıdan bakıldığında en azından, modelin sağlamlığından söz edilebilmesi için hesaplanan VaR değeri ile gerçekleşen VaR değeri arasındaki ilişkinin ölçülmesi gerekmektedir. Bu bağlamda, hesaplanan VaR değerinin gerçekleşen VaR değerine eşit ya da büyük olması beklenmektedir(VaR_h=VaR_g). O nedenledir ki hesaplama yönteminin seçimi oldukça büyük önem taşımaktadır.

Doğru modelin seçimi özellikle piyasa riski sermaye gereksiniminin belirlenmesinde söz konusu olmaktadır. Modellemenin yanlış yapılması nedeniyle VaR değerinin gerçekleşen değerden yüksek hesaplanması daha fazla

[35] Türkçe literatürde "öngörülmüş fiyat değişkenliği" olarak belirtilmektedir. Bkz: İhsan ERSAN, **Finansal Türevler**, Literatür Yayıncılık, İstanbul: 1997, s.108.

sermaye ayrılmasını gerektirmekte –ki bu ek bir yüktür- olması gerekenden düşük hesaplanması durumunda da zarara neden olabilmektedir. Bu açıdan "sınama(backtesting)" modelin doğruluğunun test edilmesine yönelik olarak geliştirilmiş bir tekniktir[36].

Sınama, VaR modelinin geçerliğinin belirlenmesinde anahtar rol oynamaktadır. Bu nedenle piyasa düzenleyicileri tarafından sınama modellerinin uygulanması istenmektedir. Sınama süreci kuramsal olarak kolay anlaşılabilir olmasına rağmen yürütülmesi oldukça zor bir işlemdir. En basit şekliyle sınama, tahmin edilen VaR değerlerini aşan kayıpların sayısının ele alınan zamanın yüzde kaçına denk düştüğüne bakmaktır. Bu değer en fazla %100 eksi güven aralığı kadar olmalıdır. Örneğin güven aralığı %95 alınıyorsa, hesaplama döneminin en fazla %5'inde gerçekleşen VaR değerlerinin hesaplanan VaR değerlerini aşması beklenmelidir[37].

Piyasa riski sermaye gereksiniminin hesaplanmasında Basle Komitesi '*çarpan faktörü*' olarak adlandırılan belirli bir güvence sınırı belirlemiştir. Standart çarpan faktörü 3'tür. Yani bu, sermaye gereksiniminin hesaplanması için hesaplanan VaR değerinin 3 ile çarpılması gerektiği anlamına gelmektedir. Bununla birlikte Komite, Ocak 1996 yılında yayınlamış olduğu çalışmasında bir sınama sürecinin nasıl yürütüleceğine ilişkin ayrıntılara değinmektedir. Bu çalışmaya göre 250 iş günü boyunca sınama sürecinden elde edilen aşımların sayısına bağlı olarak aşağıdaki tablodan da görüldüğü gibi yeşil, sarı ve kırmızı bölgeler tanımlanmış, her bölgeye yönelik olarak uygulanabilecek stratejilere değinilerek ek çarpanlar saptanmıştır[38].

---

[36] C.Coşkun KÜÇÜKÖZMEN, "*Bankacılıkta Risk Yönetimi ve Sermaye Yeterliliği: Value-at-Risk Uygulamaları*", **İşletme ve Finans**, Yıl:14, No: 156, Mart 1999, s.81.
[37] Tanya Styblo BEDER, Michael MINNICH, Hubert SHEN, Jodi STANTON, "*Vignettes on VaR*", **The Journal of Financial Engineering**, Volume: 7, Number: 3/4, p.301.
[38] Bkz: Basle Committee on Banking Supervision, **Supervisory Framework for the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements,** January 1996, p.1-11.

Bölge	Aşım Sayısı	Ek Çarpan	Kümülatif Olasılık
Yeşil	0	0,00	%8,11
	1	0,00	%28,58
	2	0,00	%54,32
	3	0,00	%75,81
	4	0,00	%89,22
Sarı	5	0,40	%95,88
	6	0,50	%98,63
	7	0,65	%99,60
	8	0,75	%99,89
	9	0,85	%99,97
Kırmızı	10 ve fazlası	1,00	%99,99

Görüldüğü gibi örneğin, sarı bölgede kümülatif olasılık %95'e kırmızı bölge ise %99,99'a eşit ya da daha yüksek düzeyde bulunmaktadır. Örneğin, dört adet aşım için gösterilen kümülatif olasılık değeri sıfır ile dört adet arasında bir aşımın gerçekleşme olasılığını göstermektedir.

Sapma sayısının 10 ve daha fazla olması durumunda ise, denetim ve gözetim otoritesi tarafından bu sapmaların nedenlerinin araştırılması ve gerekirse söz konusu finansal kurum tarafından uygulanan içsel risk ölçüm modellerinin(internal risk models) yeniden gözden geçirilmesi istenebilecektir. Ancak, içinde bulunulan piyasanın koşullarında göre bir esneklik de söz konusu olabilmektedir.

Sınama tekniğine yönelik olarak yapılmış pek çok çalışmadan söz etmek mümkündür. Örneğin Alexander(2000)'ın çalışmasında[39], kazandıran ve kaybettiren olmak üzere iki farklı portföyün etkin piyasa varsayımı altında ekonomik kârlılığının saptanması amacına yönelik sınama tekniğinin nasıl

[39] Bkz: Gordon ALEXANDER, "*On Back-Testing 'Zero-Investment' Strategies*", **The Journal of Business**, Vol:73, No:2, April 2000, p.255-278.

uygulanacağı deneysel olarak açıklanmaktadır. Bunun yanında uygulanan sınama sürecinin doğruluğunun testine yönelik yapılmış çalışmalar da bulunmaktadır[40].

2.5 İstatistiksel(Sofistike) Value at Risk Ölçümü

VaR analizinde birbirlerinin türevi olan pek çok yöntem bulunmakla birlikte, hangisinin en uygun yöntem olduğu konusunda henüz bir uzlaşma sağlanmış değildir. Bununla birlikte metodolojik çalışmaların büyük çoğunluğu menkul değer getirilerinin istatistiksel dağılımlarının tahmini üzerinde yoğunlaşmaktadır. Bu bağlamda, VaR analizinde kullanılan temel yaklaşımlar şu şekilde sistemleştirilebilir[41]: 1) Analitik ya da Varyans-Kovaryans Yaklaşımı olarak bilinen parametrik yaklaşım, 2) Tarihi Yaklaşım(Historical Approach) ve 3) finansal yazında 'stokastik' yaklaşımlar olarak da adlandırılabilen Tarihi Simülâsyon, Monte Carlo Simülâsyonu ve Senaryo Analizi Yaklaşımları.

Bu çalışmada, sadece VaR analizine yönelik olarak Basle Komitesi tarafından önerilmiş olan Varyans-Kovaryans, Tarihi Simülâsyon ve Monte Carlo Simülâsyonu yaklaşımlarına değinilmiştir.

2.5.1 Varyans – Kovaryans Yaklaşımı

Varyans-kovaryans yaklaşımı, portföy bileşimini oluşturan menkul değerlerin getirilerinin normal dağıldığı, o nedenle de portföy getirisinin bu risk faktörlerinin getirilerinin doğrusal (lineer) bir kombinasyonu olduğu temel varsayımına dayanmaktadır. Bunun anlamı, portföydeki risk faktörlerinin getirilerinin doğrusal

---

[40] Bkz: André LUCAS, "*Testing Backtesting: an Evaluation of the Basle Guidelines for Backtesting Internal Risk Management Models of Banks*", **Research Memorandum 1998-1**, January 1998, p.1-22.

[41] Katerina SIMONS, "*Value at Risk – New Approach to Risk Management*", **New England Economic Review**, September/October 1996, p.7.

bir fonksiyonu olduğundan portföy getirilerinin de normal dağılıma sahip olduğudur. Dolayısıyla bu yaklaşım, portföy VaR'ını, normal dağılım temeline göre açıklamaktadır. Bu açıdan portföy VaR'ına ulaşmak için normal dağılımın "ortalama" ve "varyans"ın hesaplanması yeterli olacaktır.

2.5.1.1 Normal Yöntem

Varyans-kovaryans yaklaşımının temel varsayımı olan normal dağılım modeli, Markowitz'in çeşitlendirme mantığına denk düşmektedir. Markowitz modeli'nde de portföy riskinin belirlenmesinde temel bileşenler portföyün beklenen(ya da ortalama) getirisi ile varyansıdır. Modele göre portföyün beklenen getirisi, portföye dahil hisse senetlerinin beklenen getirilerinin ağırlıklı ortalaması olarak tanımlanmaktadır. Bunun anlamı, yüklenilen riske karşılık portföydeki her bir risk faktörünün duyarlılığının portföy içindeki payı ile orantılı olacağıdır. Yani,

$$E(r_p) = \sum_{i=1}^{N} w_i E(r_i)$$

$$E(r_p) = w_1 E(r_1) + w_2 E(r_2) + \ldots\ldots\ldots\ldots + w_n E(r_n)$$

Burada $E(r_p)$; portföyün beklenen getirisini, w_i; portföye dahil hisse senetlerinin portföy içindeki ağırlıklarını, $E(r_i)$ ise, portföye dahil hisse senetlerinin tek tek beklenen getirilerini göstermektedir. Ağırlıklar, hisse senetlerinin portföy içindeki yatırım oranları olduğundan toplamının 1'e eşit olması gerekmektedir.

Gözlenmiş verilere göre hesaplanan portföy getirisi ise $r_{kp} = \sum_{i=1}^{N} w_i r_i$, olacaktır. Bu bağlamda, çok varlıklı bir portföyün getirisi, matris ifadesi ile şu şekilde gösterilebilir:

$$r_p = w_1 r_1 + w_2 r_2 + ... + w_N r_N = [w_1 w_2 ... w_N] \begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ : \\ r_N \end{bmatrix} = w'r$$

Burada w´; hisse senetlerinin yatay ağırlık vektörünü göstermektedir.

Markowitz modeline göre, bir portföyün risk ölçüsü ise, istatistiksel olarak bilinen varyans ölçüsünden başka bir şey değildir. Normal dağılım temeline göre varyans, ortalamadan sapmanın ölçüsü olarak tanımlanmaktadır. Çeşitlendirme amacını yansıtmak üzere, portföye dahil hisse senetlerinin getirileri arasındaki ilişkiyi de dikkate alan varyans, N sayıda hisse senedinden oluşan bir portföy için aşağıdaki eşitlik yoluyla hesaplanmaktadır:

$$\sigma_{r_p}^2 = \left[\sum_{i=1}^{N} \sum_{J=1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij} \right]$$ ya da daha açık ifadeyle,

$$\sigma_{r_p}^2 = \sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1, j\neq 1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij} = \sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_i^2 + 2 \sum_{i=1}^{N} \sum_{j<1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij}$$

olur. Bu ifade, portföye dahil hisse senetlerin her birinin varyansının toplam portföy varyansına katkısının, ağırlıkları ile getirileri arasındaki ilişkinin bir fonksiyonu olduğunu göstermektedir.

Burada; $\sigma_{r_p}^2$; portföy varyansını, w_i; i hisse senedinin portföy içindeki ağırlığını, w_j; j hisse senedinin portföy içindeki ağırlığını ve σ_{ij} ise; i ve j hisse senetlerinin getirileri arasındaki ilişkinin yönünü ölçen kovaryansı ifade etmektedir.

Matris gösterimi cinsinden N varlıklı bir portföyün varyansı ise,

$$\sigma_{r_p}^2 = [w_1 \ldots\ldots w_N] \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \ldots & \sigma_{1N} \\ : & & & & \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \sigma_{N3} & \ldots & \sigma_{N} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ : \\ w_N \end{bmatrix}$$

ya da daha genel ifadeyle, Σ kovaryans matrisini göstermek üzere,

$\sigma_{r_p}^2 = w' \sum w$ olur.

Dikkat edilirse, matris yapısından dolayı işlem sayısı oldukça yüksektir. Kovaryans matrisi içindeki işlem sayısı N(N-1)/2 kadar olacaktır. Örneğin, bir portföy 30 hisse senedinden oluşuyorsa bu 435(=30(30-1)/2) adet işlem anlamına gelmektedir. 40 adet hisse senedi varsa bu sayı 780 olacaktır. Görüldüğü gibi, yapılacak işlem sayısı varlık sayısına göre geometrik olarak artmaktadır. Bu durum küçük portföyler için herhangi bir zorluk yaratmazken yüzlerce hisse senedinden oluşan büyük portföyler için oldukça önem taşımaktadır.

Kovaryans, iki rassal değişkenin birlikte hareketinin ya da değişiminin yönünü gösteren istatistiksel bir ölçüdür. İki hisse senedinin getirileri arasındaki kovaryans pozitif ise, hisse senetlerinin getirilerinin aynı yönde, negatif ise ters yönde hareket ettiği, sıfır olması durumunda ise, getiriler arasında herhangi bir doğrusal ilişkinin olmadığı anlamına gelmektedir. Kovaryans şu şekilde hesaplanmaktadır.

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{N-1} \sum_{n=1}^{N} \left[\left(r_{i,n} - \bar{r}_i \right) \left(r_{j,n} - \bar{r}_j \right) \right]$$

Eğer gelecek değerler için hesaplanıyorsa getiriler arasındaki kovaryans, hisse senetlerinin getirilerinin ortalama beklenen getiriden sapmalarının gerçekleşme olasılıkları ile ağırlıklandırılmış toplamıdır. Buna göre, örneğin, çok varlıklı bir portföydeki hisse senelerinin getirileri arasındaki kovaryans, aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$\sigma_{ij} = \sum_{n=1}^{N} P_i \left[r_{i,n} - E(r_i) \right] \left[r_{j,n} - E(r_j) \right]$$

Burada, r_i ve r_j, i ve j hisse senetlerinin P_i olasılıklarına bağlı olası getiri değerlerini, $E(r_i)$ ve $E(r_j)$ de i'inci ve j'inci hisse senetlerinin beklenen getirilerini, N ise gerçekleşmesi olası durumların sayısını göstermektedir.

Kovaryans dışında yönteme göre bilinmesi gereken bir başka istatistiksel ölçü de korelasyon katsayıdır. Kovaryans rassal değişkenler arasındaki ilişkinin yönü hakkında bilgi verirken korelasyon katsayısı bu ilişkinin derecesini(şiddetini) ölçmektedir. Korelasyon katsayısı hisse senetlerinin getirileri arasındaki kovaryansın standart sapmalarının çarpımlarına bölünmesiyle hesaplanabilir

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i \sigma_j}$$

Bu eşitlik, kovaryansın, korelasyon katsayısı yoluyla da elde edilebileceğini göstermektedir. Bu durumda kovaryans, söz konusu değişkenler arasındaki korelasyon katsayısının değişkenlerin standart sapmaları ile çarpımlarına eşittir. Yani,

$\sigma_{ij} = \rho_{ij} \sigma_i \sigma_j$ olur.

Matris gösterimi şeklinde varyans-kovaryans matrisi, hisse senetlerinin standart sapma matrisinin korelasyon matrisi ile çarpımlarına eşittir:

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1N} \\ \rho_{21} & 1 & & \rho_{2N} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \rho_{N1} & \rho_{N2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & & \\ \vdots & & \ddots & \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \cdots & \sigma_N \end{bmatrix}$$

Korelasyon katsayısı +1 ile –1 arasındadır. +1 ise tam pozitif, -1 ise tam negatif korelasyonu ifade etmektedir. Tam pozitif ilişki iki değişkenin de tıpatıp aynı yönde hareket ettiğini, tam negatif ilişki ise tam ters yönlerde hareket ettiklerini göstermektedir. Korelasyon katsayısı genellikle, bu iki +1 ve -1 uç değerinin arasında bir yerde yer almaktadır.

Normal Yöntem'in temel varsayımları da Varyans – Kovaryans Yaklaşımının varsayımlarına dayanmaktadır:[42]

1) Portföy değerindeki değişim, temel alınan risk faktörlerinin değerindeki değerlerindeki değişimle doğrusaldır.

2) Risk faktörleri, 0 ortalamalı ve Σ_t kovaryans matrisli olmak üzere çoklu normal değişkenlerdir.

Ortalama getirinin sıfır olarak varsayılmasının nedeni, VaR değerinin tanımından gelen en kötü durum senaryosundan dolayı dağılımın negatif yönü ile ilgili olarak

[42] G. Studer ETHZ, "*Value At Risk and Maximum Loss Optimization*", **RiskLab:Technical Report**, Revised Version, December 1995, p.6-7.

en kötü kaybın hesaplanması gerektiğidir. Portföy VaR'ı, belirli bir güven aralığına göre portföy standart sapmasının bir çarpanı olmaktadır[43].

$$VaR_p = -\alpha\sqrt{w'\Sigma w}$$

Burada, w; portföy ağırlıkları matrisini, w´ portföy ağırlıklarının dikey vektörünü, Σ; varyans-kovaryans matrisini ve α ise, güven seviyesine göre standart normal dağılım değişkenini göstermektedir. Örneğin, %95 güven seviyesi için α, 1.65, %99 seviyesi için 2.33 olarak alınmaktadır.

Dolayısıyla, doğrusal yaklaşım çerçevesinde bir portföyün VaR değeri, kapsamındaki her bir hisse senedinin VaR değeri ile, aralarındaki ilişkinin bir fonksiyonu olmaktadır. Örneğin, iki hisse senedinden oluşan bir portföyün VaR değeri,

$VaR_p = \sqrt{[(VaR_1)^2 + (VaR_2)^2 + 2VaR_1VaR_2\rho_{12}]}$ olacaktır[44].

Value at Risk ölçümü başlangıçta portföy riskinin ortaya konabilmesi için kullanılan bir yaklaşım olmuştur. Ancak, raporlama kolaylığı nedeniyle zaman içinde çok hızlı ve sürekli olarak bileşimleri değişen aktif portföylerde stratejik bir araç haline gelmiştir. Öyle ki, yatırımcı VaR ölçümünün getirdiği anlık raporlama sayesinde portföy bileşimlerinin değişimleri sırasında riskinin nasıl değiştiğini anlık olarak görebilmektedir. Dolayısıyla hangi aracın portföy kapsamına alınması, hangisinin kapsamdan çıkarılması ya da hangi pozisyonun ne oranda

---

[43] Gabriela de RAAJI, Burkhard RAUNIG, "*A Comparision of Value at Risk:Approaches and Imlpications for Regulators*", **Focus on Austria**, N:4, 1998, p.59.
[44] Mario I. BLEJER and Liliana SCHUMACHER, "*Central Bank Vulnerability and the Credibility of Commitments: A Value-at-Risk Approach to Currency Crises*", **Working Paper, International Monetary Fund (IMF),** N:65 May 1998, p.8.

değiştirilmesi gerektiğine yönelik yatırım kararlarının etkinliğini test edebilmektedirler.

Bu anlamda, portföy VaR'ı üzerinde üç temel etkenden söz edilebilir:[45]

1) Her bir portföy bileşeninin çeşitlendirilmiş portföy VaR'ına marjinal katkısı(Marjinal VaR),

2) Varolan portföye eklenen ya da çıkarılan her yeni menkul değerin portföy VaR'ı üzerindeki incremental etkisi (Incremental VaR),

3) Toplam portföy VaR değerinin her bir portföy bileşenine düşen kısmı(Component VaR).

2.5.1.1.1 Marjinal Value at Risk

Marjinal VaR(MVaR), portföydeki herhangi bir hisse senedinin pozisyonundaki bir birimlik(marjinal) değişmenin toplam portföy VaR'ı üzerinde neden olduğu değişim olarak tanımlanabilir. Dolayısıyla MVaR, pozisyondaki değişimin portföy VaR'ına marjinal katkısını ölçmektedir.

Tanımdan da anlaşılabileceği gibi, bileşenlerden herhangi birinin portföy içindeki ağırlığının değişmesi durumunda sadece tek tek her bir bileşenin VaR değerinin hesaplanması yeterli olmamaktadır. Bu nedenle ağırlığının değişmesi nedeniyle hisse senedi volatilitesindeki değişmenin portföy riskine katkısının da ölçülmesi gerekmektedir. Matematiksel olarak bu katkının ölçüsü duyarlılık, duyarlılığın

---

[45] Winfried G.HALLERBACH, "*Decomposing Portfolio Value-at-Risk: A General Analysis*", **Working Paper**, Erasmus University, Roterdam, April 26, 1998, p.3.

ölçüsü ise, türevdir. Dolayısıyla, hisse senedinin ağırlığındaki değişmeye portföy volatilitesinin duyarlılığını hesaplamak için menkul değerin ağırlığına göre türevinin alınması gerekmektedir:

$$\sigma_{r_p}^2 = \sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N} \sum_{j=1, j\neq 1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij} = \sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_i^2 + 2\sum_{i=1}^{N} \sum_{j<1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij}$$ portföy varyansı ise,

portföy varyansının duyarlılığı,

$$\frac{\partial \sigma_p^2}{\partial w_i} = 2w_i \sigma_i^2 + 2 \sum_{j=1, j\neq 1}^{N} w_i \sigma_{ij} = 2Cov\left(R_i w_i R_i + \sum_{j\neq 1}^{N} w_j, R_j \right)$$

$$\frac{\partial \sigma_p^2}{\partial w_i} = 2Cov(R_i, R_p)$$

olacaktır. MVaR, portföy volatilitesinin duyarlığının ölçüsü olduğuna göre, $\frac{\partial \sigma_p^2}{\partial w_i}$ 'nin ikinci türevinin alınması gerekmektedir. Yani,

$$\frac{2\sigma_p \partial \sigma_p}{\partial w_i} = 2Cov(R_i, R_p)$$ olur.

Buna göre, hisse senedinin ağırlığındaki değişmeye portföy volatilitesinin duyarlılığı,

$$\frac{\partial \sigma_p}{\partial w_i} = \frac{Cov(R_i, R_p)}{\sigma_p}$$ olacaktır.

Buradan, belirli bir güven aralığına göre α standart normal değişkeni göstermek üzere hisse senedinin Marjinal VaR değeri;

$$MVaR_i = \alpha \frac{Cov(R_i, R_p)}{\sigma_p}$$ şeklinde hesaplanabilir.

Dikkat edilirse bu eşitlik Sharpe tarafından geliştirilen beta katsayısına benzemektedir. Dolayısıyla MVaR değeri, hisse senedinin portföye göre beta değerinden hareket edilerek de hesaplanabilmektedir:

$$\beta_i = \frac{\mathrm{Cov}(r_i, r_p)}{\sigma_p^2}$$ hisse senedinin portföye göre beta'sı ise

Marjinal VaR,

$$MVaR_i = \alpha(\beta_i \times \sigma_p)$$ şeklinde hesaplanabilmektedir.

MVaR değerinin hesaplanmasının önemi şu noktada ortaya çıkmaktadır: Burada yatırımcının yapması gereken, portföyündeki bütün hisse senetlerinin MVaR değerlerini hesaplayarak en büyük değere sahip hisse senedini portföy bileşiminden çıkarmak olmalıdır.

2.5.1.1.2 Incremental Value at Risk

Aktif portföylerde portföy bileşimleri anlık olarak sürekli değişmektedir. O nedenle portföy yatırımcısı(stratejisti), portföy üzerinde yapılacak herhangi bir işlemin risk etkisini öngörmeyi ve oluşan yeni risk yapısına göre alım veya satım kararını vermeyi amaçlamaktadır. Dolayısıyla, portföy bileşimindeki herhangi bir bileşenin ağırlığının değişmesinin yanı sıra yenilerinin eklenmesi ya da varolanların çıkarılması durumunda portföy riskinin ve portföy VaR'ının nasıl değişeceğinin önceden öngörülmesi gerekmektedir.

Kuramsal olarak, en yalın anlatımla, Incremental VaR(IVaR), yapılan ticari(alım veya satım) işlemden sonraki yeni portföy VaR'ı ile önceki portföy VaR'ı arasındaki fark olarak tanımlanabilir:[46]

$$IVaR_p = VaR_p^{Yeni} - VaR_p^{Eski}$$

Eski portföy VaR'ı zaten bilinmektedir. Burada yapılması gereken, yapılacak ticari işlemden sonra yeni portföy VaR'ının ne olacağının önceden tahmin edilmesidir. Ancak buradaki temel sorun, yapılan her işlemden sonra tüm portföy VaR'ının hesaplanması gerektiğidir. Her gün binlerce işlem yapılan büyük portföylerde her işlemden sonraki hesaplama süresinin uzunluğu yatırım kararını belirleyici bir kısıt olarak ortaya çıkmaktadır. Ancak bu kısıtın etkisiz kılınmasına yönelik olarak Marjinal VaR'dan hareketle Incremental VaR'ı hesaplamak mümkündür. Portföydeki her bir bileşenin Marjinal VaR değerleri önceden bilinmektedir. Bu durumda Incremental VaR;

$$IVaR_p \approx (MVaR)' \times a$$

olacaktır. Burada (a) yapılan ticari işlemin boyutunu yani herhangi bir i varlığına yatırılan tutarı göstermektedir. Aynı anda birçok hisse senedine ait işlem yapılmasından dolayı Marjinal VaR vektör şeklinde gösterilmiştir. Eğer yapılan

[46] Dirk TASCHE, Luisa TIBILETTI, "A Shortcut to Sign Incremental Value-at-Risk for Risk Allocation", **Working Paper**, Dipartimento di Statistica e Matematice, Universita di Torino, October 2, 2002, p.4.

işlemin boyutu küçük ise portföye eklenen her yeni hisse senedinin portföy riskine ek katkısı($a_i^2\sigma_i^2$) ihmal edilebilir düzeyde olmaktadır. Dolayısıyla bu, işlemlerde hızın sağlanması açısından hesaplamalarda dikkate alınmayabilir. O nedenle sonuç yaklaşık olarak gösterilmiştir.

Bunun dışında, portföy varyansındaki değişimden hareket edilerek de Incremental VaR değerine ulaşmak mümkündür:[47]

Kendi riski ihmal edilirse, belirli bir güven seviyesine göre yapılan işlemin portföy VaR'ına ek katkısı ile portföy getirisi arasındaki ilişkiyi gösteren ek kovaryans, -V eski portföy değerini göstermek üzere- $2a\alpha^2\sigma_{A,p}V^2$ kadardır. Bu durumda yeni portföyün VaR'ı;

$$VaR_p^{Yeni} = \sqrt{(VaR_p^{Eski}) + 2a\alpha^2\sigma_{A,p}V^2}$$

olacaktır. Her iki tarafın karesi alınıp denklem çözülürse Incremental VaR,

$\mathrm{VaR}_p^{Yeni} - \mathrm{VaR}_p^{Eski} = \mathrm{IVaR}_p \approx \dfrac{a\alpha^2\sigma_{A,p}V^2}{VaR_p^{Eski}}$ olacaktır. Eski portföyün VaR değeri, $-\alpha\sigma_p V$ ise buradan Incremental VaR,

$$\mathrm{IVaR}_p \approx -\frac{aV^2\alpha\sigma_{A,p}}{\alpha\sigma_p V} \Rightarrow \mathrm{IVaR}_p = \frac{a\sigma_{A,p}V}{\sigma_p}$$

şeklinde hesaplanabilir. Dikkat edilirse bu denklem Marjinal VaR'da olduğu gibi 'beta' katsayısına benzemektedir. Dolayısıyla, Incremental VaR, 'beta'

---

[47] Kevin DOWD, a.g.e., p.49.

katsayısından hareket edilerek de hesaplanabilmektedir. Yani, yapılan işlemin portföye göre beta'sı $\beta_{A,p} \approx \sigma_{A,p} / \sigma_p^2$ ise bu durumda Incremental VaR,

$$\mathrm{IVaR}_{\mathrm{p}} = a\sigma_{A,p} V \frac{\sigma_{A,p}}{\sigma_p^2} \sigma_p \Rightarrow \mathrm{IVaR}_{\mathrm{p}} = a\beta_{A,p} VaR_p^{Eski}$$

Incremental VaR'ın hesaplanması, yapılan ticari işlem sonucunda portföy VaR'ının hangi yönde değiştiği konusunda önem kazanmaktadır. Eğer yeni portföyün VaR'ı eski portföy VaR'ından düşük çıkıyorsa bu işlemin yapılabilir olduğu sonucu çıkarılabilmektedir, ya da tersi.

Getiri açısından bakıldığında, yapılan işlem sonucunda elde edilecek ek getirinin, mevcut portföyün getirisi ile portföy VaR'ında ortaya çıkacak olan ek artışı karşılayacak düzeyde olması gerekmektedir[48]. Yani,

$R_A \geq R_p^{Eski} + (VaR_p^{Yeni} / VaR_p^{Eski} - 1) R_p^{Eski} / a$ koşulu sağlanmış olmalıdır.

Incremental VaR, VaR^{Yeni} - VaR^{Eski} olduğuna göre ΔVaR şeklinde de ifade edilebilir. Bu durumda yukarıdaki denklemi ΔVaR cinsinden,

$$R_A \geq R_p^{Eski} + (\Delta VaR / VaR_p^{Eski}) R_p^{Eski} / a = [1 + \eta_A (VaR)] R_p^{Eski}$$

şeklinde de göstermek mümkündür. Burada, $\eta_A(VaR)$; A menkul değerinin pozisyon değerindeki değişme sonucu VaR değerindeki yüzde değişimi

---

[48] Kevin DOWD, "*A Value at Risk Approach to Risk-Return* Analysis", **Journal of Portfolio Management**, Vol:25, No:4, Summer 1999, p.61.

göstermektedir. Pozisyon değerindeki değişim söz konusu menkul değerin eski pozisyon değerinin yeni pozisyon değerine oranlanmasıyla hesaplanmaktadır[49].

Incremental VaR'ın hesaplanması, ekonomik sermayenin belirlenmesi açısından da önemlidir. Değişik yatırım bölümlerinden oluşan büyük finansal kuruluşlarda bir yatırım bölümünün riski diğer yatırım bölümünün riski üzerinde de etkili olmaktadır. Buna bağlı olarak, yatırım sermayesinin bu bölümler arasında nasıl dağıtılacağı da önem taşımaktadır. Bu bağlamda, Soughton ve Zechner (1999) tarafından yapılan bir çalışmada[50]; bölümün Incremental VaR'ının ekonomik sermaye olarak kabul edilebileceği ve buradan hareketle RAROC(Risk Adjusted Return on Capital) ve EVA(Economic Value Added)'nın hesaplamasında kullanılabileceği belirtilmektedir.

2.5.1.1.3 Component Value At Risk

Portföy riski yönetimindeki bir başka unsur da her bir bileşenin toplam portföy VaR'ı içerisindeki payını gösteren Component VaR(CVaR) ölçüsüdür. Component VaR, hisse senetlerinden herhangi birinin portföy kapsamından çıkarılması durumunda portföy VaR'ının yaklaşık olarak ne kadar değişeceğini göstermektedir. Ancak, portföy volatilitesi ile hisse senetlerinin getirileri arasındaki ilişki çoğunlukla doğrusal olmadığından bunun saptanması pek de kolay olmamaktadır. Bununla birlikte, Incremental VaR hesaplamasında olduğu gibi Marjinal VaR'dan hareket edilerek Component VaR'ın hesaplanması olasıdır. Buna göre,

$$\mathrm{CVaR}_i = (MVaR_i) \times w_i V_p = VaR_p \times \beta_i \times w_i$$

---

[49] Kevin DOWD, *"Adjusting for Risk"*, **Working Paper**, Department of Economics, University of Sheffield, March 1998, p.13.

[50] Neal M. STOUGHTON, Josef ZECHNER, *"Optimal Capital Allocation Using RAROC™ and EVA®"*, **Working Paper**, University of Vienna, p.1-33.

olacaktır.

Birçok küçük pozisyona sahip büyük portföylerde Component VaR oldukça kullanışlıdır. Kuramsal olarak normal dağılım varsayımı koşuluyla bu tip portföylerde portföy VaR'ı, her bir bileşenin CVaR değerleri toplamına eşit olmalıdır.

$$\mathrm{VaR}_{\mathrm{p}} = CVaR_1 + CVaR_2 + CVaR_3 + \cdots + CVaR_N$$

Getirilerin çok değişkenli normal dağılım gösterdiği varsayımı altında, varyans-kovaryans yaklaşımı kullanılarak yapılan bir çalışmada, bu üç VaR ölçüsünün birbirleriyle çok yakın ilişkili olduğu ortaya konmuştur[51]. Ancak, özellikle doğrusal olmayan türev ürünleri kapsayan birçok portföy için böyle bir varsayım söz konusu değildir. Dolayısıyla VaR hesaplamalarında bu durumun göz ardı edilmesi yanıltıcı bir etki doğuracaktır. Asimetrik dağılım gösteren bu tür portföyler için t-dağılımı, tarihi(historical) ya da Monte Carlo Simulasyonu gibi stokastik yöntemlerin uygulanması mümkündür. Bu yöntemler VaR hesaplamalarında önerilmekle birlikte, özellikle doğrusal olmayan dağılım gösteren portföylerin marjinal, component ve incremental VaR'larının hesaplanmasında hangi yöntemin en iyi sonucu verdiği tartışma konusudur. Marjinal VaR'ın hesaplanması, portföy bileşiminin küçük miktarlarda değişmesi durumunda bile VaR'ın yeniden hesaplanması anlamına gelmektedir. Simülasyon yöntemlerinin çok yoğun hesaplamalardan dolayı yorucu ve zaman alıcı olması nedeniyle finansal kuruluşlar çekinceli davranmaktadırlar[52].

Bunun yanında finansal kuruluşlar dışında portföy yönetimi birimleri olan çokuluslu şirketlerin de risk yönetimine yönelik bu araçlardan nasıl

[51] Bkz:Mark B.German, "Ending the Search for Component VaR", **Working** Paper, Financial Engineering Associates, 14 May 1997, p.1-6.
[52] Bkz:Winfried G. HALLERBACH, a.g.m., p.3-4.

yararlanılabileceği konusunda bazı çalışmalar da bulunmaktadır. Buna örnek olarak, Hallerbach ve Menkveld tarafından KLM Kraliyet Havayolları Şirketi örnek alınarak yapılan çalışmadan[53] söz edilebilir. Çalışmada, havayolu şirketinin karşı karşıya bulunduğu dış risklere karşı Component VaR tekniği ile nasıl önlem alınabileceği sayısal analiz yoluyla ortaya konmuştur.

2.5.1.2 Beta Yöntemi

Varyans-kovaryans matrisindeki işlem sayısının hisse senedi sayısına oranla geometrik olarak artması, büyük portföylerde hesaplama hatasına neden olabilmektedir. Bu amaçla, işlem sayısından dolayı hata riskini azaltmayı amaçlayan bazı modeller geliştirilmiştir. "Diagonal model" olarak da adlandırılan bu modellerden biri, Sharpe tarafından geliştirilen ve sistematik riskin bir ölçüsü olarak kabul edilen *beta*(β) katsayısına dayanmaktadır. Finansal Varlıkları Fiyatlandırma Modeli(CAPM)'nin temelini oluşturan beta katsayısı[54], bir hisse senedi ya da hisse senedi portföyünün pazar portföyüne karşı duyarlılığının ölçüsüdür. Tek Endeks(Pazar Endeksi) Modeli'ne göre buradaki varsayım, portföydeki hisse senetlerinin tümünün fiyat hareketinin o hisse senetlerinin içinde bulunduğu pazarın hareketine göre belirlendiğidir.

CAPM'e göre, her bir hisse senedinin risk primi, pazar portföyünün risk primi ve hisse senedinin beta katsayısı ile orantılı olacaktır. Beta katsayısı, matematiksel olarak, hisse senedinin getirisi ile pazar portföyü getirisi arasındaki kovaryansın pazarın varyansına bölünmesi ile hesaplanmaktadır. Yani,

---

[53] Bkz: Winfried G. HALLERBACH and Bert MENKVELD, "*Value-at-Risk as a Diagnostic Tool for Corporates: The Airline Industry*", **Working Paper**, Erasmus University Tinbergen Institute, Rotterdam, May 3, 1999, p.1-24.

[54] Bkz: William SHARPE., "*A Simplified Model for Portfolio Analysis*" **Management Science**, (January 1963) 277-293.

$$\beta_i = \frac{Cov(r_i, r_M)}{\sigma_M^2}$$

Her bir hisse için risk primi ise,

$$E(r_i) - r_f = \frac{Cov(r_i, r_M)}{\sigma_M^2}[E(r_M) - r_f]$$

$$= \beta_i [E(r_M) - r_f]$$

olmaktadır. Burada, $E(r_m)$; pazar portföyünün beklenen getirisini, r_f ise; risksiz faiz oranını göstermektedir. Buna göre, hisse senetlerinin beklenen getirisi, söz konusu riskin yüksekliğine bağlı olarak risksiz faiz oranına eklenen bir risk priminden oluşmaktadır. Kuramsal pazar portföyü getirisi olarak pazar endeksi seçilebilir. Bu anlamda, örneğin İMKB 100 endeksi, pazar portföyü getirisine temel olarak kabul edilebilir. Risksiz faiz oranı için ise, hazine bonosu, devlet tahvili gibi sabit getirili menkul değerlerin faiz oranı alınabilir.

Tek endeks modeline göre, hisse senedinin getirisi üç elemandan oluşmaktadır[55]:

1) Pazarın risksiz faiz oranı üzerindeki ek (fazlalık) getirisinin (r_M- r_f) sıfır olması durumunda hisse senedinin beklenen getirisi [α_i], (sistematik olmayan getiri)

2) Tüm pazarın hareketinden kaynaklanan getiri; [β_i (r_M- r_f)] (sistematik getiri)

[55] Gürel KONURALP, **Sermaye Piyasaları,** İstanbul: Alfa Yayınları, 2001, s.226-228.

3) Firmaya ait faktörlerdeki önceden sezilemeyen değişmeleri ifade eden kısmı. $[\in_i]$

Buna göre, bir hisse senedinin ek getirisi R, sistematik olmayan getirisi(α) ile sistematik getirisinin (βR_m) bir bileşeni olacaktır[56].

$$R_i = \alpha_i + \beta_i R_M + \in_i$$

Burada; α_i = i pay senedinin sistematik olmayan getirisi,

$\beta_i R_M$ = Sistematik pay senedi getirisi,

R_M = Pazar portföyünün getirisi,

R_i = i hisse senedinin getirisi,

$\in_i$ = Rastlantısal hata(idiosyncratic term)

Yukarıdaki eşitlik, her bir hisse senedinde riskin iki kaynağı olduğunu göstermektedir. Birincisi, R_M ile ifade edilen sistematik risk, ikincisi ise firmaya ait olan ve $\in_i$ ile gösterilen sistematik olmayan risk.

Modele göre, i hisse senedinin varyansı ise:

$$\sigma_i^2 = \beta_i^2 \sigma_M^2 + \sigma_\in^2 \qquad \sigma_{\in r_m}^2 = 0, \qquad \sigma_{\in_i \in_j}^2 = 0$$

şeklinde hesaplanmaktadır. Ancak buradaki yan koşul, $\in_i$ ile $\in_j$'nin birbirleri ve pazar getirisi ile aralarındaki kovaryansın sıfır olması gerektiğidir. Çünkü bunlar, bütünüyle pazardan bağımsız olarak firmaya özgü koşullardan kaynaklanmaktadır.

---

[56] Abdurrahman FETTAHOĞLU, **Menkul Değerler Yönetimi**, İstanbul: Çizgi Matbaası, 2003, s.355-356.

Bu koşula göre, hisse senetlerinin getirileri arasındaki kovaryans ise[57],

$$Cov(R_i, R_j) = Cov(\beta_i R_M, \beta j R_M) = \sigma_{ij}^2 = \beta_i \beta_j \sigma_M^2$$

olacaktır.

Tam kovaryans matrisi ise,

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_N \end{bmatrix} [\beta_1 \quad \cdots \quad \beta_N] \sigma_m^2 + \begin{bmatrix} \sigma_{\in,1}^2 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \vdots \\ 0 & \cdots & \sigma_{\in,N}^2 \end{bmatrix}$$

Yani,

$$\Sigma = \beta\beta'\sigma_m^2 + D_\in$$

$D_\in$ hata terimleri matrisi diagonal olduğundan, parametre sayısı N(N-1)/2'den 2N+1'e düşmektedir. Örneğin, 30 hisse senedi için hesaplama sayısı, 435'den 61(=2x30+1)'e düşmektedir ki bu büyük portföyler için düşünüldüğünde oldukça önemli bir sayıdır.

Bu durumda portföy varyansı ise,

$$V(R_p) = (w'\Sigma w) = (w'\beta\beta' w)\sigma_m^2 + w' D_\in w$$

---

[57] Philippe JORION, **Value At Risk**, *The New Benchmark for Controlling...*, p.159.

olacaktır. Eşitliğin sağ tarafındaki ikinci terim, açık olarak $\sum_{i=1}^{N} w_i^2 \sigma_{\epsilon,i}^2$ şeklinde gösterilebilir. Ancak bu terim, portföydeki varlıkların sayısı yükselirken çok küçük olmaktadır. Daha önce de belirtildiği gibi portföydeki hisse senetlerinin hata terimleri arasındaki ilişki bağımsız olduğundan aralarındaki kovaryans da sıfırdır. Dolayısıyla bu faktörlerin toplam portföy varyansına katkısı kendi varyanslarının ağırlıklı toplamı kadar olacaktır. Örneğin, ağırlıkların eşit olması durumunda, hisse senedi sayısı N ise, hata terimi $\left[\sum_{i=1}^{N} (1/N)^2\right]\sigma_\epsilon^2$ kadar sıfıra doğru yaklaşacaktır. Bu nedenle, ihmal edilebilir bir büyüklük olmaktadır. Böylece portföyün varyansı sadece bir tek faktöre bağlı olarak,

$V(R_p) > (w'\beta\beta'w)\,\sigma_m^2$ ifadesine yaklaşmaktadır.

Bu durumda, portföyün betası da, portföye dahil hisse senetlerinin beta'larının ağırlıklı toplamı olacaktır:

$$\beta_p = \sum_{i=1}^{N} w_i \beta_i = w'\beta$$

Portföy VaR'ı ise, beta çeşitlendirmesi mantığından hareketle, pazar portföyünün VaR değerinin örnek portföyün beta'sıyla çarpımına eşit olmaktadır.

$VaR_p = VaR_m \beta_p$ olur.

Bu yaklaşım özellikle, birçok menkul değerden oluşan portföylerin VaR'ının hesaplanmasında oldukça yararlıdır. Ayrıca, iyi çeşitlendirilmiş portföylerin piyasa riskini göstermek üzere Basle Komitesi tarafından da benimsenmiş bir yöntemdir.

Bununla birlikte, Diagonal model kullanılarak hesaplanan korelasyonlar gerçek korelasyonlardan daha düşük çıkmaktadır. Bunun nedeni, bir tek ortak değişken olarak piyasa riskinin ele alınmasıdır. Bu modelin kabul edilebilir yaklaşımlar sunup sunmadığı amaca bağlı olarak değişmektedir. Ancak, dikkate değer kolaylık sağladığı şüphesizdir[58].

2.5.1.3 Delta-Normal Yöntem

J.P.Morgan Metodolojisi olarak da adlandırılan Delta-Normal Yöntem, temel olarak şu varsayımlara dayanmaktadır[59]:

1) Hisse senedi endeksleri, mal fiyatları(spot ya da futures), döviz kuru oranları gibi, piyasa risk faktörlerinin hem geçmiş hem gelecekteki dağılımı çok değişkenli normal(multivariate normal) dağılımdır.

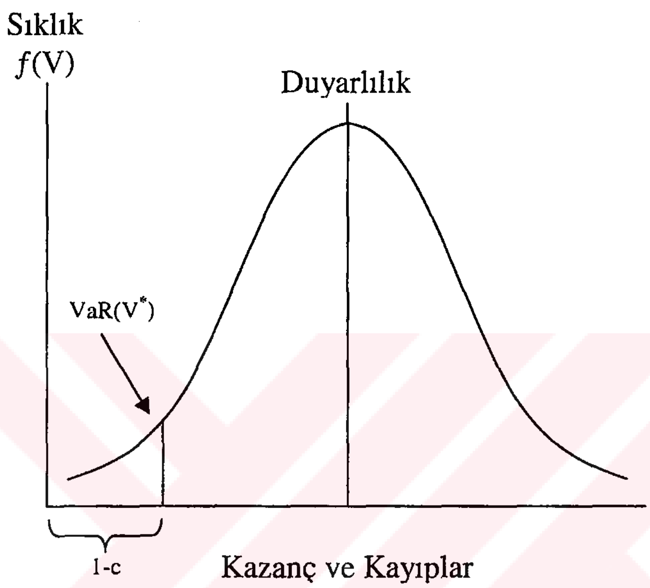
2) Portföy değerindeki değişim, risk faktörlerinin değerindeki değişimle doğrusaldır.

3) Portföy pozisyonları, portföydeki herhangi bir varlığının piyasa risk faktöründeki bir birimlik değişmeye duyarlılığını ölçen 'delta' değerleriyle dikkate alınmaktadır.

Daha açık ifadeyle, tek bir risk faktörü bakımından bir portföyün duyarlılığı yani delta'sı, o risk faktörünün değerindeki her %1'lik değişimden kaynaklan portföy değerindeki değişme olarak tanımlanmaktadır. Bu bağlamda yöntem, normal dağıldığı varsayımı altında opsiyonlar gibi, türev ürünlerin üzerine yazıldığı

[58] Philippe JORION, **Value at Risk**, *The New Benchmark for Managing Financial Risk*, Second Edition, McGraw-Hill, New York:2000, p.170-171.
[59] Micheal S. GIBSON, a.g.ç, p.6.

menkul değerin değer değişimlerine duyarlılıklarına da uygulanabilmektedir. Yani, yöntemde opsiyon pozisyonları delta'larıyla temsil edilmektedirler[60]. Dolaysıyla, Şekil 5'de de görüldüğü gibi, önceki yöntemlere göre bu yöntemin tek farkı, risk değişkeni olarak standart sapma ya da beta katsayısını değil, portföy bileşimlerinin delta değerlerinin alınmasıdır.



Şekil 5: Kazanç ve Kayıp Dağılımının VaR'ı

Kaynak: G. Studer ETHZ, "*Value At Risk and Maximum Loss Optimization*", **RiskLab:Technical Report**, Revised Version, December 1995, p.6

Normalite varsayımı altında, pozisyonun deltası(duyarlılığı) δ ile gösterilirse, portföy VaR'ı;

$$VaR_p = -\alpha\sqrt{\delta'\Sigma\delta} \qquad \Delta P \sim N(0, \delta'\Sigma\delta)$$

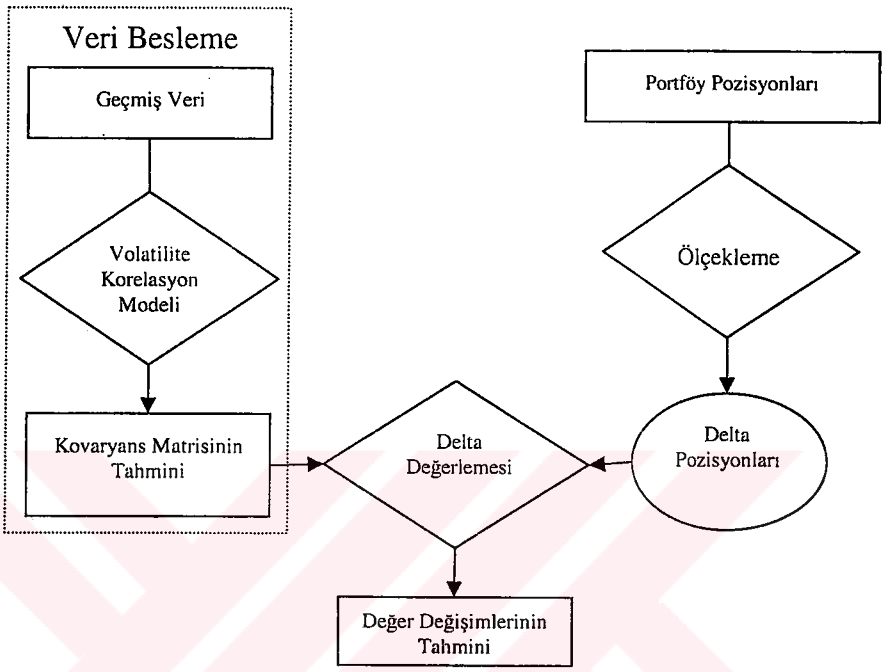
şeklinde hesaplanmaktadır[61]. Burada, temel risk faktörü(hisse senedi, tahvil, vb.)

---

[60] James ENGEL and Marianne GIZYCKI, "*Conservatism, Accuracy and Efficiency:Comparing Value-At-Risk Models*", **Working Paper**, Reserve Bank of Australia, N:2, March 1999, p.4.

[61] Ayrıntılı bilgi için bkz: Atsutoshi MORI, Makoto OHSAWA, and Tokiko SHIMIZU, "*Calculation of Value At Risk and Risk/Return Simulation*", **Institute for Monetary and Economic Studies (IMES) Discussion Paper**, Bank of Japan, N:96-E-8, February 1996, p.1-29.; G.STUDER; H.-J.LÜTHİ, "*Quadratic Maximum Loss for Risk Measurement of Portfolios*", **Technical Report,** RiskLab, September 1996, p.1-30.

olarak pozisyonların delta'ları kullanılarak menkul değer fiyatlarındaki değişimler tahmin edilmektedir. Bu nedenle yöntemin, logaritmik dağılım temeline dayalı olarak fiyat hareketlerine doğrusal (lineer, delta) bir yaklaşım sunduğu söylenebilir[62].



Şekil 6: Delta – Normal Yöntemin İşleyişi

Kaynak: Philippe JORION, **Value at Risk**, *The New Benchmark for Managing...*, p.256.

Şekil 6'da görüldüğü gibi, Delta-Normal Yöntem, iki temel bileşene ayrılmaktadır: İlk bileşeni, VaR hesaplamasında kullanılacak geçmiş verilerin elde

[62] $P(R+\Delta R) \equiv P(R) + P`(R)\Delta R$ ya da fiyat değişimi cinsinden $\Delta P(R) = P(R+\Delta R) - P(R) \equiv P`(R)\Delta R$ olarak hesaplanmaktadır. Burada; R; temel risk faktörünün (hisse senedi, tahvil, döviz kuru vd) fiyatını, ΔR; R'deki değişimi, $P(R+\Delta R) = P(t+\tau,R+\Delta R)$, $P(R) = P(t,R)$, P(R) ise, belirli bir risk faktörünün R düzeyindeki logaritmik varlık fiyatını, P`(R) ise, menkul değerin logaritmik fiyatlarının birinci türevini(deltasını) göstermektedir ($\underline{\Delta} = \underline{\Delta}(R)$). Böylece menkul değerin fiyat hareketleri yaklaşık olarak, $\Delta P(R) \approx P'(R)\Delta R \approx \underline{\Delta}(\Delta R)$ olmaktadır . Yöntemde portföy VaR'ı; $VaR = -V_0 \alpha \sqrt{\delta' \Sigma \delta}$ olur. Burada, $\delta = \delta(R) = [\underline{\Delta}_1(R), \underline{\Delta}_2(R), \ldots \underline{\Delta}_n(R)]'$ delta pozisyonlarını, $\underline{\Delta}_j(R)$ j'inci risk faktörü bakımından menkul değerin deltasını göstermektedir. $\underline{\Delta}_j = \partial P / \partial R_j$. Bkz: Irina KHINDANOVA, Svetlozar RACHEV and Eduardo SCHWARTZ, "*Stable Modeling of Value At Risk*", **Working Paper**, University of California, khindan@econ.ucsb.edu, p.7.

edilmesi, bu verilere uygun volatilite-korelasyon modelinin uygulanması ve, bu modele göre gelecekteki kovaryans matrisinin tahmin edilmesinden oluşmaktadır. Amerika'da J.P.Morgan tarafından geliştirilen RiskMetrics sistemi en önemli veri kaynaklarından biridir. Bu sistemde yatırımcılar, kendi risk değişkenlerine göre internet üzerinden VaR değerlerini hesaplayabilmektedirler[63]. Örneğin, hisse senetlerinin geçmiş fiyat verilerinin yanında üzerine yazılmış türev ürünlerin volatilite ve fiyat verilerine de bu sistem üzerinden ulaşılabilmektedir. Türkiye'de ise, veri sağlama kaynaklarına örnek olarak Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası verilebilir. Merkez Bankası, IMKB100 endeksine ait verileri ücretsiz olarak sağlarken, IMKB istenen veri aralığına göre belirli bir ücret talep etmektedir. Ancak bu kurumlar üzerinden VaR hesaplaması henüz mümkün değildir.

Delta-Normal Yöntem'in işleyişinde ikinci bileşen ise, portföy içindeki ağırlıklarına göre delta pozisyonlarının belirlenerek ölçeklendirme(mapping) yapılmasıdır. Dolayısıyla, VaR değerinin belirlenmesinde varyans-kovaryans matrisinin bir çarpanı olarak her bir menkul değer, ağırlıkları oranında yer alacaktır.

Portföy bileşimindeki herhangi bir menkul değerin değerindeki değişimin portföy VaR'ına marjinal katkısı o menkul değerin beta-VaR'ı(β-VaR) olarak adlandırılabilir. β-VaR değerinin çok düşük çıkması iyi bir çeşitlendirmeye ya da diğer menkul değerler ile iyi bir korunma stratejisi uygulandığına işaret etmektedir. Bir menkul değerin β-VaR değerinin negatif olması o menkul değerin portföy riskini azalttığı, pozitif olması ise artırdığı anlamına gelmektedir. Eğer portföy kapsamında opsiyonlar gibi doğrusal nitelikli olmayan menkul değerler yoksa β-VaR değerlerinin toplamı, alfa değeri ile VaR değerinin çarpımına eşittir. Diğer bir deyişle, Delta-Normal VaR değerinin alfası β-VaR değerlerinin toplamına eşit olmaktadır. Burada alfa, portföy bileşimindeki bir menkul değerin

[63] Bkz: www.jpmorgan.com/riskmanagement/var/varcalc.htm

piyasa değerindeki yüzde değişimi ifade etmektedir. Risk yönetimi açısından bu durum, risk yöneticileri tarafından portföy VaR'ının öğelerinin tanımlanmasını mümkün olabileceğini göstermektedir[64].

Delta değerlerinin birinci dereceden duyarlılıkları[65] ölçmesi, doğrusal olmayan portföylerde yöntemin uygulanmasını güçleştirmektedir. Çünkü bu yaklaşım büyük konveksiteye sahip portföylerde oldukça yüksek ölçüm hatalarına neden olabilmektedir.

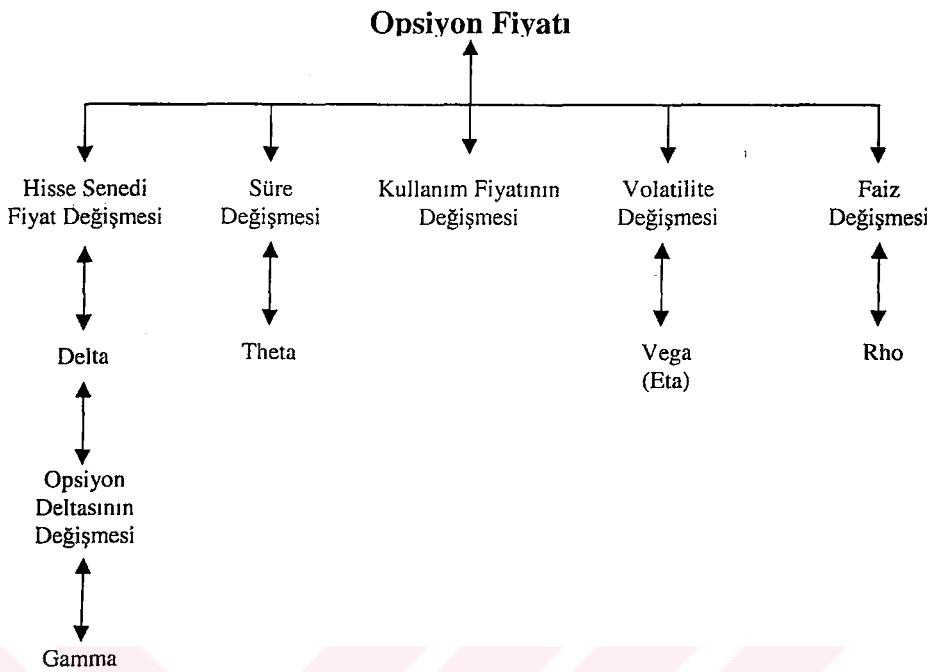
2.5.1.4 Delta-Gamma Yöntemi

VaR ölçümünde Varyans-Kovaryans Yöntemi'nin en önemli varsayımının menkul değer getirilerinin normal dağılımlı olduğu ve portföy getirilerinin de bu menkul değerlerin getirilerinin doğrusal birer fonksiyonu olduğu belirtilmişti. Ancak opsiyon sözleşmeleri gibi türev ürünlerde bu varsayımın geçerliliği tartışmalıdır. Bunun nedeni, türev ürünlerin, kendine özgü riskin dışında üzerine yazıldığı(underlying) menkul değerin riskini de taşımasıdır. Bu bağlamda, Şekil 7'de herhangi bir opsiyon fiyatının üstlendiği risk bileşenleri görülmektedir.

---

[64] Thomas S.Y. HO, Michael Z.H. CHEN and Fred H.T. ENG, "*VaR Analytics: Portfolio Structure, Key Rate Convexities, and VaR Betas*", **The Journal of Portfolio Management**, Fall 1996, p.95.

[65] Literatürde Birinci Dereceden Taylor Serisi olarak da tanımlanmaktadır.



Şekil 7: Opsiyon Fiyatındaki Duyarlılık Oranları

Kaynak: Abdurrahman FETTAHOĞLU, **Menkul Değerler Yönetimi,** s.194.

Bu risk bileşenleri kısaca şu şekilde tanımlanabilir[66]:

1) DELTA: Opsiyon fiyatının üzerine yazıldığı hisse senedinin fiyat dalgalanmalarına duyarlılığının ölçüsüdür. Delta değeri, opsiyon fiyat değişmesinin temel alınan hisse senedi fiyatındaki değişmeye oranıdır.

2) GAMMA: Opsiyon deltasının üzerine yazıldığı hisse senedinin fiyat dalgalanmalarına duyarlılığının ölçüsüdür. Gamma değeri, Delta değerindeki değişmenin temel alınan hisse senedi fiyatındaki değişmeye oranıdır.

3) VEGA(Eta): Opsiyon fiyatının üzerine yazıldığı menkul değerin

[66] Ayrıntılı bilgi için bkz: Robert W. KOLB, **Options**, Blackwell Publishers, UK: 1997, p.155-170.

volatilitesindeki değişmelere duyarlılığının ölçüsüdür. Vega değeri, opsiyon primindeki değişmenin volatilitedeki değişmeye oranıdır.

4) THETA: Opsiyonların azalan zaman değerinin ölçüsüdür. Theta değeri, opsiyon primindeki(fiyatındaki) değişmenin süredeki azalmaya(gün) oranlanmasıyla elde edilir.

5) RHO: Opsiyon fiyatındaki değişmelerin risksiz faiz oranındaki değişmelere duyarlılığının ölçüsüdür. Rho değeri, opsiyon fiyatındaki değişmenin risksiz faiz oranındaki değişmeye oranıdır.

Hisse senetlerinin volatilitesi ne kadar yüksekse, diğer koşulların değişmediği varsayımı altında[67] opsiyon primi de o ölçüde yüksektir. Opsiyon süresi içinde, yüksek volatiliteli hisse senetleri için uygulama(işleme koyma) fiyatının üzerinde bir fiyatın oluşması, düşük volatiliteli senetlere göre, daha olasıdır. Dolayısıyla, daha yüksek kullanım riski, opsiyon satıcısına daha yüksek primin ödenmesini gerektirmektedir.

Şekil 7'deki risk çeşitliliği, türev ürünler ile üzerine yazıldıkları menkul değerler arasındaki kuadratik(ikinci dereceden parabolik) risk ilişkisine işaret etmektedir. Dolayısıyla doğrusal yaklaşım sunan Varyans-Kovaryans Yöntemi, türev ürünlere yönelik VaR ölçümünde yetersiz kalmaktadır. Delta-Gamma tekniği de, yaklaşımın bu eksikliğine karşılık geliştirilmiş tekniklerden biridir.

Kuadratik yaklaşımda[68], delta-normal yöntemde dikkate alınmayan gamma risk gibi ikinci dereceden duyarlılıklar ele alınmaktadır. Buna göre, büyük değer

---

[67] Ceteris paribus.
[68] Literatürde İkinci Dereceden Taylor Serisi olarak da tanımlanmaktadır.

değişimleri ile yakın ilişkisi olmamasından dolayı sadece zaman değişkeni doğrusal olarak kabul edilmektedir.

En yalın anlatımla bir opsiyonun VaR değeri, t anındaki değeri ile t+n değeri arasındaki fark olarak tanımlanabilir. Örneğin, v opsiyon değerlerini göstermek üzere n varlıktan oluşan ve ağırlıklarının toplamı bire eşit olan bir portföy varsayılsın ($V_p = v_1, v_2, \ldots, v_n$). Tek faktörlü($f$) kuadratik yaklaşıma[69] göre portföydeki i opsiyonunun değerindeki değişim $\Delta^y v_i$; [70]

$$\Delta^y v_i = \frac{\delta v_i}{\partial t}\Delta t + \frac{\delta v_i}{\partial f}\Delta f + \frac{1}{2}\frac{\delta^2 v_i}{\partial f^2}(\Delta f)^2$$

$$\equiv \mu_i + \delta_i \Delta f + \frac{1}{2}\gamma(\Delta f)^2$$

olacaktır. Burada,

μ_i : Artakalan zaman(passing of time) nedeniyle i opsiyonunun değerindeki değişimi göstermektedir:

δ : opsiyonun delta değerini,

Δf: f faktörünün değerindeki değişim

γ : f faktörü bakımından opsiyonun gamma değerini

Buna göre, bir opsiyonun değerindeki değişim, f faktörü bakımından opsiyonun birinci derece duyarlılığı ile ikinci derece duyarlılıkları toplamının artakalan zamana göre opsiyon değerindeki değişime eklenmesiyle bulunan toplama 'denk(≡)'tir. Burada f faktörünün normal dağılımlı olduğu varsayıldığından fiyat değişimleri de normal dağılımlıdır[$\Delta f \sim N(\mu_f, \sigma_f)$].

[69] Basitleştirici olması bakımından tek faktörlü yaklaşım yeğlenmiştir. Burada faktör kavramından opsiyonun üzerine yazıldığı menkul değer anlaşılmalıdır.
[70] Mark BRITTEN-JONES and Stephen M. SCHAEFER, "*Non-Linear Value-at-Risk*", **European Finance Review**, N:2, 1999, p.163-165.

Portföy değerindeki değişim de yine aynı mantıktan hareket edilerek hesaplanmaktadır. Aradaki tek fark yukarıdaki denklemin portföydeki menkul değerlerin ağırlıkları ile ağırlıklandırılmasıdır. Yani portföy değerindeki değişim $\Delta^y V_p$;

$$\Delta^y V_p = \sum_{i=1}^{n} w_i \mu_i + \left(\sum_{i=1}^{n} w_i \delta_i \right) \Delta f + \frac{1}{2} \left(\sum_{i=1}^{n} w_i \gamma_i \right) (\Delta f)^2$$

$$\equiv \quad \mu_p \quad + \quad \delta_p \Delta f \quad + \frac{1}{2} \gamma_p (\Delta f)^2$$

olur. Dikkat edilirse elde edilen sonuç yaklaşıktır. Bunun nedeni Gamma etkisinden kaynaklanmaktadır. Bu denklemde iki farklı istatistiksel dağılım söz konusudur: Birincisi, Delta risk etkili f faktörü fiyat değişimlerinin dağılımı olan normal dağılım, ikincisi ise, Gamma riski etkili f faktörü fiyat değişimlerinin Merkezi Olmayan Ki-Kare($\chi 2$) Dağılımı(Non-central Chi-squared Distribution). Dolayısıyla opsiyon portföyünün değer değişimi hem normal hem de merkezi olmayan Ki-Kare($\chi 2$) dağılımının özelliklerini taşımaktadır. Bu, portföyün hem doğrusal hem de kuadratik nitelikli olduğu anlamına gelmektedir. O nedenle portföyün VaR değerinin hesaplanabilmesi için bu denklemin merkezi olmayan Ki-Kare($\chi 2$) dağılımına dönüştürülmesi gerekmektedir[71].

Temel alınan f faktörünün değerlerindeki değişimin normal dağılımlı olduğu varsayımı altında belirli bir güven seviyesine göre bu portföyün VaR değeri $\Delta^y VaR_p$;

---

[71] Ayrıntılı bilgi için bkz: Stefan PICHLER, Karl SELITSCH, "*A Comparison of Analytical VaR Methodologies for Portfolios That Include Options*", **Working Paper**, Vienna University of Technology Department of Finance, September 1999, p.1-19.

$$\Delta^{y} VaR_{p} = \mu_{p}^{*} + \frac{1}{2}\gamma_{p}\sigma_{f}^{2}(\alpha_{\chi^2})$$ şeklinde hesaplanmaktadır.

Burada

(α_{χ^2}) :Seçilen güven aralığına göre merkezi olmayan Ki-Kare($\chi2$) dağılım tablo değeri,

$\mu_{p}^{*} = \mu_{p} - \frac{1}{2}\frac{\delta^2}{\gamma}$ 'dir.

Anlaşılacağı gibi, Delta-Gamma Tekniği uzman matematik ve istatistik bilgisi gerektirmektedir. Bu tekniğe göre geliştirilmiş simülâsyon teknikleri de bulunmaktadır. Örneğin J.P. Morgan kendi geliştirdiği RiskMetrics sisteminde bu simülâsyonların nasıl işlediğini örneklerle açıklamıştır[72].

Varyans-kovaryans yaklaşımının varsayımları VaR hesaplamasında iki temel üstünlük sağlamaktadır: [73]

1) Risk yönetimiyle ilişkili tüm bireyler için kolay anlaşılabilir bir yöntem haline getirmiştir.

2) Eş anlı işlem yapıldığında çok önemli bir özellik olarak, hesaplamalardaki hızlılık.

Yöntemin temel zayıflıkları ise üç başlık altında toplanabilir:

---

[72] Bkz: J.P.Morgan, a.g.e., p.149-159.
[73] Maria CORONADO, a.g.ç., p.11.

1) Düşük güven seviyelerinde varyans-kovaryans matrisi yaklaşımı VaR değerini olduğundan yüksek gösterebilmektedir. Yüksek olasılık seviyelerinde ise, olduğundan düşük hesaplayabilmektedir. Sonuç olarak, piyasa riskine karşılık olarak gereksinim duyulan sermayenin olması gerekenden fazla veya düşük hesaplanabilmesine neden olmaktadır. Olması gerekenden düşük hesaplanması finansal kuruluşun iflasına bile neden olabilmektedir. Bu zayıflık, portföy getirilerindeki normalite varsayımından kaynaklanmaktadır.

2) Doğrusallık varsayımı, kuramsal olarak, bu yöntemin sadece doğrusal portföylere uygulanabilirliği anlamını taşımaktadır. Banka portföylerinde hızla önem kazanan doğrusal olmayan varlıklar(özellikle de opsiyonlar) için bu durum pek de kabul edilebilir değildir.

3) Portföy değerine yönelik olarak kuadratik temele dayalı geliştirilmiş varyans-kovaryans yöntemleri(delta-gamma gibi) olmasına rağmen VaR değerinin doğru hesaplanmasına yönelik bir güvence sunmamaktadır. Ayrıca, doğrusal olmayan varlıklar için uygulanabilir varyans-kovaryans yöntemlerinin geliştirilmesi ek varsayımlar gerektirdiğinden yöntemin basitliğini ve kolay anlaşılabilirliğini azaltmaktadır.

2.5.1.5 Varyans – Kovaryans Kestiriminde Kullanılan Teknikler

Uygulamada basit, otoregresif ve stokastik olmak üzere sınıflandırılabilecek pek çok varyans-kovaryans kestirim yöntemi bulunmaktadır. Üstel Düzeltim Yöntemi, Çok Değişkenli GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity), Faktör-ARCH gibi bu yöntemlerinden hareket edilerek yapılmış pek çok çalışmadan[74] söz etmek mümkündür.

Burada çalışmanın kapsamı gereği basit ve otoregresif modellerden en çok kullanılan dört farklı kestirim modeline değinilmiş stokastik modellere girilmemiştir.

2.5.1.5.1 Eşit Ağırlıklı Varyans-Kovaryans Kestirimi

Eşit ağırlıklı varyans-kovaryans hesaplaması, kestirim dönemi boyunca getirilerin varyans ve kovaryanslarının değişmediği varsayımına dayanmaktadır. Bu varsayım, varyans - kovaryans matrisinin hesaplanmasında tüm gözlemlerin kullanılması ve her bir gözlemin ağırlığının eşit olarak alınması gerektiğini göstermektedir. Yani,

$$\Sigma = \frac{1}{N}\sum_{n=1}^{N}(x_n - \mu)(x_n - \mu)'$$

şeklinde gösterilebilir.

[74] Bkz: Monica AHLSTEDT, "*Exchange Rate, Interest Rate and Stock Market Price Volatility for Value-at-Risk Analysis*", **Discussion Paper,** Bank of England, 7/97.; R.W.J. van Den GOORBERGH, "*Value at Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation?*", **DNB Staff Reports,** De Nederlande Bank, No.40, 1999.; Robert F.ENGLE, "*CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles*", **Working Paper,** University of California, July 1999; Charlotte CHRISTIANSEN, "*Value at Risk Using the Factor-ARCH Model*", **Journal of Risk 1,** Vol.2, p.65-86; Charlotte CHRISTIANSEN, "*Macroeconomic Announcement Effects on the Covariance Structure of Bond Returns*", **Working Paper,** Department of Finance, The Aarhus School Of Business, Denmark: April 20, 1999, p.1-36.

2.5.1.5.2 Üstel Düzeltim Tekniği

Varlık getirileri üzerinde yapılan pek çok çalışmada varyans ve kovaryansların zaman içinde değişkenlik gösterdiği dolayısıyla göreli olarak eski verilerin hesaplama dışında tutulması gerektiği ortaya konmuştur. Bu amaca yönelik olarak geliştirilmiş en önemli yöntem, varyans-kovaryans hesaplamasında son günlerin verilerinin ağırlığının daha büyük alındığı Üstel Düzeltim Yöntemi(Exponentially Weighted Moving Average)'dir.

Farklılaştırılmış bir hareketli ortalama yöntemi olan Üstel Düzeltim Yöntemi, varyans-kovaryansdaki kısa dönemli hareketlere eşit ağırlıklı yöntemden daha hızlı tepki vermektedir. Bununla birlikte son günlere daha fazla ağırlık verilmesi, potansiyel olarak ölçme hatasını yükseltirken, bunun yanında etkili örnek büyüklüğünü azaltmaktadır.

Üstel Düzeltim Yöntemi'ne göre varyans,

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

şeklinde hesaplanmaktadır. Burada λ, son günlerdeki verilere ne oranda ağırlık verileceğini göstermektedir. Bu katsayı RiskMetrics sisteminde, 0,94 olarak kabul edilmiştir[75]. Üstel düzeltim yöntemi, t+1 dönemindeki varyansın, t dönemindeki üstel ağırlıklı varyansın ağırlıklı ortalaması olduğu rassal yürüyüş varsayımına dayanmaktadır. Eşit ağırlıklı varyans-kovaryans kestiriminde farklı olarak bu yöntem, her dönem için hesaplanan varyansların birbirinden bağımsız olmadığı

---

[75] John HULL and Alan WHITE, "*Value at Risk When Daily Changes in Market Variables Are Not Normally Distributed*", **Working Paper**, November 1997, p.5 (Published: **Journal of Derivatives**, Vol.3, Spring 1998, pp.9-19).

dolayısıyla örneğin t dönemindeki varyansın t-1 dönemindeki varyansın etkisini de barındırdığı düşüncesine dayanmaktadır.

Üstel düzeltim yönteminin gerçek seriyi tam olarak temsil edemeyebileceği dolayısıyla bu yönteme göre yapılacak tahminlerin sağlıklı olmayacağı şeklinde eleştiriler de öne sürülmektedir. Buna karşılık, varyans-kovaryans tahmininde her iki yöntemin birlikte kullanıldığı çalışmalardan da söz etmek mümkündür[76].

2.5.1.5.3 GARCH Tekniği

Uygulamada varyansların dolayısıyla volatitilitenin değişkenliği, geleneksel yöntemlerle varyans-kovaryans tahmininin güvenilirliğini azaltmaktadır. Üstel Düzeltim Yöntemi bu eksikliği kısmen karşılamakla beraber yetersizlikle eleştirilmektedir. Bu bağlamda, volatilitelerin değişkenliğini ve önceki volatilitelerle bağımlılığını dikkate alan en çok kullanılır yöntemlerden biri, Tim Bollerslev tarafından 1986 yılında geliştirilmiş ve ARCH(Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modelinin genişletilmiş şekli olan GARCH(Generalised Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) modelidir.

Heteroskedastik[77] özellik gösteren menkul değer getirilerinin volatilite kümelenmelerini dikkate alan GARCH modeli;

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \sigma_{t-j}^2 + \sum_{i=i}^{q} \alpha_i \eta_{t-i+1}^2$$

[76] Bkz: Xiogwei JU and Neil D. PEARSON, "*Using Value-at-Risk to Control Risk Taking: How Wrong Can You Be?*", **OFOR Paper**, Number: 98-08, October 1998, p.3.
[77] Varyansların değişkenlik göstermesi durumu.

şeklinde matematiksel olarak gösterilebilir. Bu gösterim GARCH(p,q) sürecine işaret etmektedir. Burada p, otoregresif derecesini yani t anındaki varyansın kaç gün önceki varyansla ilişkili olduğunu, q ise hareketli ortalama derecesini ifade etmektedir[78]. η_{t+1} ise, standart normal dağılımda olduğu gibi ortalaması sıfır varyansı bir olan olasılık dağılımına sahip olduğu varsayılan tahmin hatalarını göstermektedir. $\sigma_t \in_{t+1}$ olarak da ifade edilebilir.

Yapılan bir çok çalışmada volatilite tahmininde GARCH(1,1) sürecinin yeterli olduğu görüşüne varılmıştır. Nitekim, J.P.Morgan RiskMetrics sisteminde GARCH(1,1) sürecini kullanmaktadır[79]. Buna göre GARCH(1,1) süreci,

$$\sigma_t^2 = \omega + \beta\sigma_{t-1}^2 + \alpha\eta_t^2$$

olacaktır. Burada varyansın pozitif olması için $\omega>0$, $\beta\geq0$ ve $\alpha\geq0$ koşullarının sağlanmış olması gerekmektedir. Bu matematiksel ifade, GARCH modelinde volatilite kümelenmesi konusunun özünü oluşturmaktadır. Eğer piyasa cari dönemde volatil ise, gelecek dönemdeki varyans bu dönemdeki getiri sapmasının büyüklüğüne göre gelecek dönemin varyansı da yüksek olacaktır. Diğer taraftan eğer, bugünün volatilitesi, göreli olarak düşükse, portföy getirisi ortalamadan önemli ölçüde sapmadıkça, gelecek dönemdeki volatilite de düşük olacaktır.

Integrated GARCH(IGARCH), Ortogonal GARCH, BEKK(Baba, Engle, Kraft ve Kroner) gibi her bir volatilite hesaplama yönteminin, mevsimsel ve işlem hacmi etkileri gibi dışsal değişkenler ile, kısa ya da uzun dönemli veya doğrusal veya doğrusal olmama gibi niteliklere bağlı olarak farklılaşan değişik biçimleri

---

[78] R.W.J. van den GOORBERGH and P.J.G. VLAAR, *"Value-at-Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation?"*, **DNB Staff Reports**, No:40, March 1999, p.14-15.
[79] D.Dave RAKHAL and Gerhard STAHL, *"On the Accuracy of VaR Estimates Based on the Variance-Covariance Approach"*, **Working Paper**, Olsen&Associates Research Institute for Applied Economics, Switzerland, p.11, rekhal@olsen.ch

bulunmaktadır. Diğer taraftan, IGARCH modelinde olduğu gibi veri aralığının çok uzun alınması volatilite kümelerinin saptanmasını engelleyebilmektedir[80]. GARCH ve RiskMetrics sistemi yanında, burada değinilmeyen stokastik volatilite modellerinin, bütünüyle geçmiş getirilere dayanması volatilite kestirim modellerinin en önemli eksikliği olarak kabul edilmektedir[81].

2.5.1.5.4 Varyans-Kovaryans Kestiriminde ARIMA Modeli

Zaman serilerinin tahminine yönelik olarak pek çok yöntem geliştirilmiş olmakla birlikte, etkinlik yani tahminin kalitesi, uygulama kolaylığı ve hesaplama maliyeti bakımından en uygun modelin seçilmesi önemlidir. Basit modeller, ucuz, kolay ve az zaman alıcı olmakla birlikte tahminin etkinliğinde yetersiz kalabilmektedirler. O nedenle, yüksek maliyet ve uygulama zorluğunu tahminin kalitesi ile dengeleyecek en uygun modelin seçilmesi gerekmektedir.

George A.P.Box ve Gwilym Jenkins tarafından 70'lı yıllarda geliştirilen ARIMA(Autoregressive Integrated Moving Average) modeli bu amaca yönelik en uygun tek değişkenli zaman serisi tahmin yöntemlerinden biridir. Literatürde Box-Jenkins model kurma yöntemi, ARIMA model kurma yöntemi, Box-Jenkins yöntemi gibi adlarla da anılmaktadır.

Bu modelde amaç, basit olarak serinin geçmiş değerlerinden ve geçmişte yapmış olduğumuz tahmin hatalarından hareket ederek değişkenin gelecek değerini tahmin etmektir. Yöntemin matematiksel ifadesi aşağıdaki gibidir:

$$Y_t = f\,[Y_{t-k}, \in_{t-k}] + \in_t \qquad k>0$$

---

[80] Dirk ORMONEIT; Ralph NEUNEIER, "*Conditional Value at Risk*", **Working Paper**, Stanford University, p.4, ormoneit@stat.stanford.edu.
[81] Peter CHRISTOFFERSEN, Jinyong HAHN, Atsushi INUOE, "*Testing and Comparing Value-at-Risk Measures*", **Scientific Series**, Vol: 2001s-03, Janvier 2001, p.3.

Burada Y_{t-k} zaman serisinin t-k anıdaki değerini, $\in_{t-k}$ ise, t-k anıdaki tahmin hatalarını ifade etmektedir.

ARIMA modelinin üç bileşeni bulunmaktadır: Otoregresif (AR), Fark Alma (I) ve Hareketli Ortalama (MA). ARIMA notasyonu şu şekilde gösterilebilir:

(AR I MA)	p = Otoregresyonun Derecesi
↓ ↓ ↓	d = Fark Alma Derecesi
(p d q)	q = Hareketli Ortalama Derecesi

Burada model kurulurken p,d ve q parametrelerinin önceden belirlenmesi gerektiği anlaşılmaktadır. Örneğin, (1,0,1) olarak ifade edilen bir modelde otoregresyon derecesinin 1, fark alma derecesinin 0, hareketli ortalama derecesinin ise 1 alındığı anlaşılmalıdır.

ARIMA modelinin daha iyi anlaşılabilmesi için şu temel kavramların açıklanmasında yarar vardır:[82]

1) *Zaman serisi*:

Sayısal bir değişkenin eşit aralıklı ve sıralanmış zamana göre gözlemlenen değerleridir.

2) *Süreç, Gerçekleşme(Realization) ve Model*:

Gözlemlenen bir zaman serisi değişkeninin aldığı değerler –örneğin bu hisse senetlerinin fiyatları ya da getirileri olabilir- bunları yaratan rassal bir sürecin

---

[82] Işıl AKGÜL, **Zaman Serisinin Analizi ve ARIMA Modelleri,** İstanbul: Der Yayınları, 2003.; Yılmaz AKDİ, **Zaman Serisi Analizi**, Ankara: Bıçaklar Kitabevi, 2003; G.BOX, G.JENKINS, **Time Series Analysis: Forecasting and Control,** 1987.; H.W.GREENE, **Econometric Analysis,** Mc. Millan Co., 1990.

gerçekleşen değerleridir denilebilir. Süreç ile realizasyon arasındaki ilişki şu şekilde ifade edilebilir. zaman serisi rastlantısal bir süreç tarafından yaratılmış bir örneklemdir. Dolayısıyla, bir realizasyonun altında onu yaratan bir tesadüfilik yani nedensellik söz konusudur. Bunun anlamı, bir değişkenin gelecek değerini yaratan nedenin bilinmesi durumunda seriyi yaratan nedenselliğin gelecekte de aynı şekilde işleyeceği varsayılarak tahmin yapılması mümkün olacağıdır. Ancak gerçekte böyle bir durum söz konusu değildir. O nedenle hakkında herhangi bir bilgi sahibi olunmayan bu süreci en iyi şekilde temsil edecek bir modelin kurulması gerekmektedir.

Bu açıdan ARIMA modeli, zaman serisini temsil edecek pek çok farklı model sunduğundan bir çeşit model kurma modeli olarak da kabul edilebilir.

3) *Otokorelasyon katsayısı:*

Otokorelasyon katsayısı iki değişken arasındaki doğrusal ilişkinin derecesini ölçmektedir. ARIMA modeli tek değişkenli bir tahmin yöntemi olduğundan, elde bulunan tek veri serinin geçmişte aldığı değerlerdir. Dolayısıyla, ARIMA modelinde otokorelasyon katsayısı, belirli gecikmeler arasındaki doğrusal ilişkinin derecesini ölçmektedir. Örneğin, bir hisse senedinin bugünkü getirisinin kaç gün önceki getiriyle ilişkili olabileceği test edilmesi istendiğinde otokorelasyon katsayısına bakılmaktadır.

Bir hisse senedinin getirileri arasındaki otokorelasyon katsayısı şu şekilde hesaplanabilir:

$$r = \frac{Cov(r_t, r_{t-k})}{\sigma_{r_t} \sigma_{r_{t-k}}}$$

Bu denklem herhangi iki değişken arasındaki korelasyon katsayısından başka bir şey değildir. Burada farklı olarak farklı iki değişken yerine tek bir değişkenin farklı anlardaki değerleri arasındaki korelasyona bakılmaktadır. Dolayısıyla, k değeri gecikme sayısını göstermektedir. Otokorelasyon katsayısı her bir gecikme için teker teker hesaplanabilir. Bütün gecikmeleri ve otokorelasyonları gösteren grafiğe ise "*korelogram*" denilmektedir.

4) Kısmi Otokorelasyon

Kısmi otokorelasyon, otokorelasyon gibi değişkenin değerleri arasındaki korelasyona bakmakla birlikte, otokorelasyondan farkı t dönemindeki değerlerin etkisinin kaldırılmasıdır. Örneğin, bir hisse senedinin t ile t-2 dönemi arasındaki getirilerinin kısmı otokorelasyonu bulunurken t-1 dönemi getirisinin t-2 dönemi üzerindeki etkisinin kaldırılması gerekmektedir.

5) White Noise (W.N.) Koşulu

ARIMA modellerinde geçerliliğin en önemli koşullarından biri, seriyi oluşturan neden rassal olduğundan modelden hesaplanan kestirim hataları(*estimation error, kalıntı*) serisinin de rassal özellik göstermesi gereğidir. W.N. koşulundan söz edebilmek için, o serinin; 1) ortalamasının sıfır, 2) varyansının sabit ve 3) serinin değerleri arasındaki korelasyonun sıfır olması yani aralarında herhangi bir ilişkinin olmaması gerekmektedir. Dolayısıyla bu serinin otokovaryansı ve otokorelasyonu da sıfır olmalıdır. Bu nedenle iyi bir ARIMA modelinin göstergesi, modelin oluşturduğu kalıntı değerlerin W.N. özelliği göstermesidir.

$E(\in_t) = 0$

$E(\in_{2t}) = \sigma^2$ $\qquad$ s,t =1,2..,n $\quad$ s≠t

$E(\in_t, \in_s) = 0$

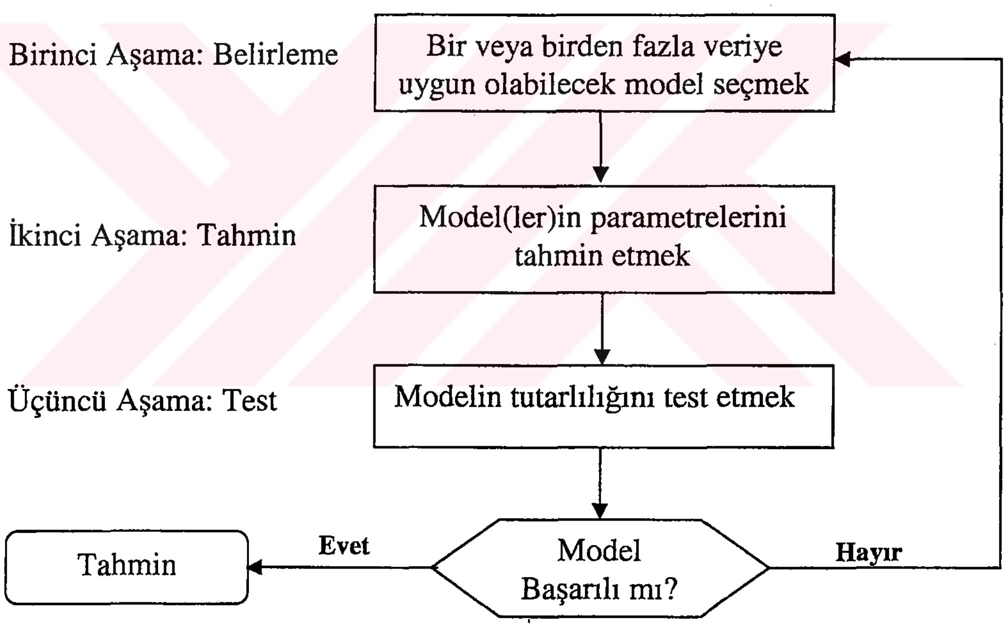
ARIMA modeline göre, bir serinin W.N. özellik gösterip göstermediğini görebilmek için kullanılan en basit yöntem kalıntı değerlerin otokorelasyonlarına bakmaktır. Otokorelasyon değerlerinin sıfır veya sıfıra çok yakın değerlerde gerçekleşmiş olması ve güven aralığı sınırlarının dışına çıkmaması gerekmektedir. Bir diğer yöntem de, kalıntı değerler ile gözlenen değerler arasındaki regresyona bakmaktır. Beta anlamlılık düzeyi 1'e yakın ise kalıntı değerleri gözlenen değerlerden bağımsızdır, yani tesadüfidir denir.

Durağan yani ortalaması, varyansı ve otokorelasyonları zamana göre değişmeyen zaman serilerine gerçekte pek sık rastlanmasa da ARIMA modellerinin bu tür serilerde başarılı sonuçlar verdiği söylenebilir. Eğer seri durağan değilse çeşitli yöntemler uygulanarak durağanlaştırmak mümkündür. En sık kullanılan yöntem '*fark alma*' yöntemidir. Fark alma yöntemi serideki değerlerin bir önceki değerlerle farkları alınıp yeni bir seri oluşturularak uygulanmaktadır. Bu *birinci dereceden fark alma* yöntemidir. Farkların farklarını alarak da seriyi durağanlaştırmak mümkündür. Buna da *ikinci dereceden fark alma yöntemi* denmektedir.

ARIMA modelleri genellikle birinci dereceden otoregresif süreç (1,0,0) ile birinci dereceden karma sürecinde (1,0,1) anlamlı sonuçlar üretmektedir. Eğer fark alma derecesi kullanılmıyorsa bu aslında durağan serilerde kullanılan ARMA(Autoregressive Moving Average) sürecini göstermektedir. Dolayısıyla burada ARIMA(1,0,1) ya da ARIMA(1,0,0) süreçlerinin ARMA(1,1) veya ARMA(1,0) sürecine denk düştüğü söylenebilir. Bunun yanında hem otoregresif hem de hareketli ortalama sürecinin birlikte kullanıldığı karma modeller de söz konusudur.

İkinci dereceden süreçler(2,0,0) ise ARIMA modelinde pek sık görülmemektedir. Zaten yöntemin en önemli üstünlüğü bu noktada ortaya çıkmaktadır. ARIMA modelleri seriyi oluşturan nedeni, mümkün olan en az sayıda parametre ile tahmin etmeyi amaçlamaktadır. Literatürde buna modelin '*tutarlılık*(parsimony)' ilkesi denmektedir.

Modelin uygulanmasında yürütülecek aşamalar Şekil 8'de gösterilmiştir.



Şekil 8: ARIMA Modeli Süreci

Belirleme aşamasında seri durağan değilse durağan hale getirilmektedir. Daha sonra serinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonlarına bakılarak bir model tahmin edilmeye çalışılmaktadır. Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyonlara göre çeşitli denemeler yapılarak eldeki seriye uygun olabilecek birden fazla model seçilir. Buradaki en önemli unsur, sıfır değerine en yakın sonuçlar veren modeli seçmeye çalışmaktır.

Tahmin aşamasında belirleme aşamasında seçilen modelin katsayıları en küçük kareler ve maksimum olabilirlik yöntemleri aracılığıyla hesaplanmaktadır. Bu aşamada çeşitli bilgisayar yazılımlarından yararlanmak mümkündür.

Üçüncü aşamada ise seçilen modelin test edilmesi gerekir. Burada yapılması gereken en önemli şey seçilen modelde W.N. koşulunu aramaktır.

Eğer W.N. koşuluna uyuyor ise son aşama olarak modelden hesaplanan parametreler regresyon denkleminde yerine konularak belirli bir an için tahmin yapılabilir.

Örneğin, yukarıdaki süreç yürütülerek bir hisse senedinin getirileri için (1,0,1) modeli seçilmiş ise regresyon denklemi şu şekilde gösterilebilir:

$$Y_t = a + b_1 Y_{t-1} + c_1 \in_t$$

Burada a, b ve c katsayıları modelin hesapladığı parametreleri, Y_t, tahmin anındaki getiriyi, Y_{t-1}, t-1 anındaki gözlenen değeri, $\in_t$; tahmin anındaki hesaplama hatasını göstermektedir.

ARIMA modeli eğer zaman serisinde mevsim etkisi varsa SARIMA, birden fazla değişken kullanılıyorsa MARIMA veya ARIMAX olarak da adlandırılmaktadır İçinde zaman serilerinin bulunduğu her alanda, sürekli veya kesikli, ancak yeterli sayıda gözlem sayısına sahip (mevsimsel serilerde daha fazla olmak kaydıyla en az "50" gözlem) ve eşit zaman aralıklarıyla gözlemlenmiş durağan serilerde, GARCH yönteminden farklı olarak kısa vadeli tahmin için kullanılabilmektedir. GARCH yöntemi, volatilite kümelenmesini ölçmesinin yanı sıra çok daha uzun süreli tahminlere olanak tanımaktadır. Oysa ARIMA modelleri, günlük tahmin yapılması durumunda yaklaşık 30 günden sonrası için güvenilir sonuçlar üretememektedir. O nedenle 30'uncu günden sonra model tekrar çalıştırılarak regresyon denklemlerinin yeniden belirlenmesi gerekmektedir.

2.5.2 Monte Carlo Simülâsyonu Yaklaşımı

1940'lı yılların başında nükleer savunma sistemlerinde karşılaşılan çok boyutlu ve analitik olarak çözümlenmesi güç problemlere yönelik olarak John Von Neumann ve Stanislaw Ulam tarafından geliştirilmiş stokastik bir yöntemdir.

Monte Carlo Simulasyonu, doğrudan geçmiş verilerden simule edilerek oluşturulan Tarihi Simulasyon'dan farklı olarak tamamıyla istatistiksel bir modele dayanmakta ve çok sayıda olası(muhtemel) portföy getirisi değerlerine ulaşabilmek için matematiksel teknikleri kullanmaktadır. Simülâsyon süreci gerçekte, geçmiş dönemlerde gözlenen olaylardan çok, oluşması olası olayları dikkate almaktadır[83].

Monte Carlo Simülâsyonu'nun istatistiksel modellemeye dayanması, rassal[84] örneklemeyi(random sampling) de gerekli kılmaktadır. Tarihi Simülâsyon yönteminden farklı olarak bu yöntemde amaç, portföyün fiyat davranışını (sistemini) tanımlayarak önceden belirlenmiş çeşitli senaryo ve varsayımlara göre, elde tutma dönemi sonundaki olası portföy değerini tahmin etmektir.

---

[83] James ENGELS and Marianne GIZYCKI, a.g.ç., p.13.
[84] Türkçe yazında, rastgele, rastlantısal veya tesadüfi olarak da kullanılmaktadır.

Portföyün fiyat sisteminin tanımlanmasında en önemli kaynak ise, geçmiş fiyat hareketleridir. Bu anlamda, Monte Carlo Simülâsyonu Yöntemi'nin uygulanabilmesi için öncelikle şu üç veriye gereksinim duyulmaktadır:[85]: 1) varlık değerindeki beklenen değişim, 2) belirsizliğin derecesi (varyans-kovaryans matrisi) ve 3) dağılımın türü.

Şekil 9'da şekilsel olarak görüldüğü gibi, Monte Carlo Simülâsyonu genel olarak şu iş akışına(algoritma) göre yürütülmektedir[86]:

1) Portföyün getiri serisinin hangi istatistiksel dağılım modeline uyduğunun belirlenmesi,

2) Portföy bileşimini oluşturan risk faktörleri(hisse senetleri) arasındaki korelasyonun ve volatilite(varyans-kovaryans) matrisinin[87] oluşturulması,

3) Korelasyon ve volatiliteler yardımıyla, risk faktörlerinin yapay (fictitious = kurgusal) fiyatlarının hesaplanmasında kullanılan rassal sayı üretecinin(random number generator) belirlenmesi,

4) Rassal sayı üreteci kullanılarak ilgili dağılımdan, hipotetik (varsayımsal, varsayıma dayalı) fiyatların üretilmesi,

5) Hipotetik fiyatlara göre portföy değeri hesaplanarak kazanç veya kaybın belirlenmesi,

---

[85] Peter J. G. VLAAR, "*Value At Risk Models for Dutch Bond Portfolios*", **Journal of Banking & Finance**, Issue:24, 2000, p.1136.

[86] Michael MINNICH, "*A Premier on Value at Risk*", Chapter 3 in, Ed. Frank J. Fabozzi, **Perspectives on Interest Rate Risk Management for Money Managers an Traders**, 1998, p.47; Irina KHINDANOVA, ve diğerleri, a.g.ç., p.8-9.

[87] Bu aşamada uygulanan süreç Varyans-Kovaryans Yöntemi ile aynıdır.

6) 2, 3 ve 4. adımlar yinelenerek portföyün getiri dağılımının oluşturulması,

7) İstenen güven seviyesine göre bu dağılımın VaR değerinin hesaplanması.

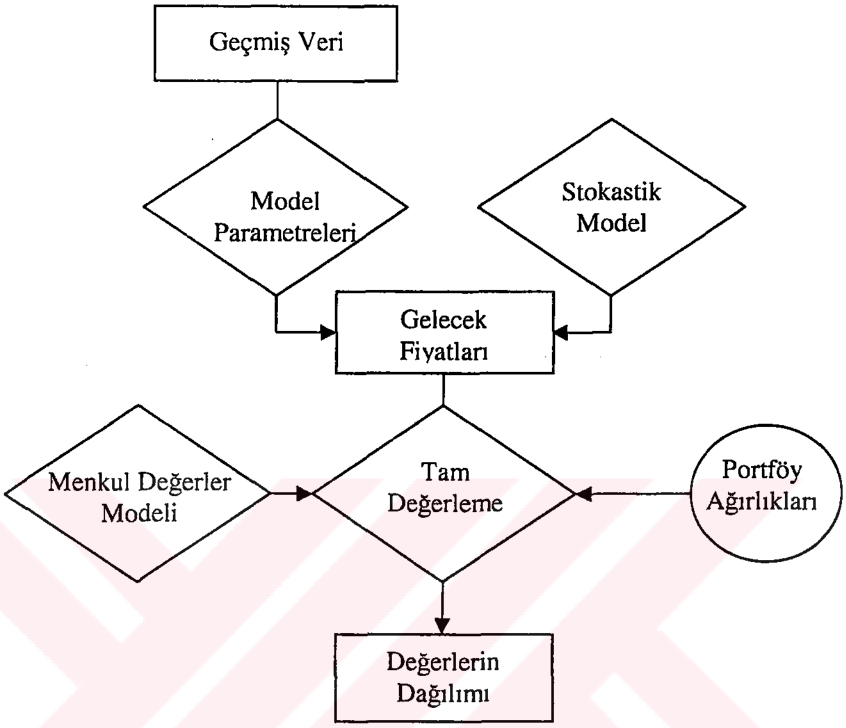
Yöntemin işleyişi, geçmiş fiyat verilerinin hesaplanması ile başlamaktadır. Daha sonra seçilen dağılım modeline göre, parametrelerin (korelasyon, varyans, volatilite vb.) hesaplanması gerekmektedir. Bu parametreler kullanılarak hesaplanan her rassal sayı söz konusu hisse senedinin hipotetik fiyatını üretmektedir. Portföydeki tüm hisse senetleri için bu süreç ayrı ayrı uygulanarak oluşturulan fiyatlardan hareketle portföyün hipotetik değeri hesaplanmaktadır. Elde edilen hipotetik dağılım, gerçek dağılımı yeterli düzeyde temsil edinceye kadar simülâsyon sürecinin tekrarlanması gerekmektedir. Simülâsyon tekniği açısından, yapılacak her tekrar, simüle edilmiş portföy değerleri dağılımını gerçek dağılıma yaklaştıracaktır. Dolayısıyla, burada VaR değerinin hesaplanmasında, simülâsyon süreci sonucunda portföyün gerçek dağılımını temsil eden simülâsyon dağılımı kullanılmaktadır.[88]

Bu yöntem, piyasa fiyatlarındaki değişimlerin dağılımının önceden bilindiği varsayımına dayanmaktadır. Yönteme göre, bu dağılım temel alınarak çok miktarda rassal senaryo ve her bir senaryo için portföy fiyatı oluşturulmaktadır. Bu açıdan, oluşturulan senaryo sayısı ne kadar çok ise, bu senaryolara göre sanal portföyün getiri dağılımının gerçek dağılıma yaklaşma olasılığı o derece artmış olacaktır. Dolayısıyla, bu yöntemin kendi içinde dinamik özelliğe sahip olduğu söylenebilir. Oluşturulan modele göre, her simülâsyondan sonra modelin gerçek dağılıma yaklaşma derecesine bağlı olarak ek simülâsyonlar gerekebilir. Bu

---

[88] Kevin DOWD, a.g.e., p.108.

bağlamda, olması gerekenden az sayıda simülâsyonla da en uygun sonuca ulaşmak mümkün olabilmektedir.[89]



Şekil 9: Monte Carlo Simülâsyonu Süreci

Kaynak: Philippe JORION, **Value at Risk**, *The New Benchmark for Managing…*, p.225.

2.5.2.1 Dağılım Türünün Belirlenmesi

Monte Carlo Simülâsyonu sürecinde ilk adım, geçmiş verilerin (örneğin, hisse senedi fiyatları ya da getirileri) hangi istatistik dağılımına uyduğunun belirlenmesidir. Bu, eldeki verilerin veya örnek değerlerinin herhangi bir teorik istatistik dağılıma ait olup olmadığının saptanması anlamına gelmektedir. En çok bilinen istatistik dağılımlarına örnek olarak Normal, Üssel, Lognormal, Gamma, Weibull, Beta sürekli dağılımları ile Binomial, Geometrik, Negatif

[89] Simon BENNINGA and Zvi WIENER, "*Value-at-Risk (VaR)*", **Mathematica in Education and Research**, Vol:7, N:4, 1998, p.6.

Binomial, Poisson kesikli dağılımları verilebilir. Gerçek verilerin teorik dağılıma uygunluğunun belirlenebilmesi için öncelikle dağılımın parametrelerinin hesaplanması gerekmektedir.

Günümüze kadar yapılan araştırmalarda hisse senetlerinin fiyatlarının genellikle lognormal dağılıma, getirilerinin ise normal dağılıma uygun düştüğü görülmüştür. Hisse senedinin fiyat oranlarının (P_{t+1}/P_t) logaritması normal dağıldığından hisse senedi fiyatlarının da normal dağıldığı varsayılmaktadır[90].

2.5.2.2 Gözlenen Frekans Dağılımının Test Edilmesi

Simülâsyon, geçmişte oluşan fiyat hareketlerinden yola çıkarak fiyatların gelecekte nasıl bir yol izleyeceğinin tahmin edilmesine yöneliktir. Dolayısıyla gelecekteki değeri tahmin edilmesi istenen değişkenin (örneğin, hisse senedi) gerçekleşen fiyatlarının bilinen teorik dağılımlara uyup uymadığının istatistiksel olarak test edilmesi gerekmektedir. En çok bilinen uygunluk testleri Ki-Kare($\chi 2$) ve Kolmogorov-Smirnov testleridir[91].

2.5.2.2.1 Ki-Kare(χ^2) Uygunluk Testi

Ki-Kare($\chi 2$) testi, frekans dağılımlarının bir ana kütleden rasgele alınmış bir örnek olup olmadığının belirlenmesi için geliştirilmiş test istatistiklerinden biridir. Bu test ile, gözlenmiş değerlerin herhangi bir varsayılan teorik dağılıma uygun olup

---

[90] John HULL, **Options, Futures and Other Derivative Securities**, Prentice Hall, USA, 1989, p.85-86.

[91] Bunun dışında Anderson-Darling ve Cramer Von Mises adı ile anılan uygunluk testlerinden de söz edilebilir. Örneğin, gözlem sayısının 10'dan küçük olması durumunda Cramer Von Mises testinin uygulanması önerilmektedir.

olmadığı ve bu teorik dağılımdan alınmış rassal örnek frekansı dağılımı olup olmadığına bakılmaktadır.

Ki-Kare(χ2) değeri, gözlenmiş değerlerin teorik(beklenen) değerlerden sapmalarının karelerinin teorik değerlere oranlarının toplamıdır. Yani matematiksel gösterimle;

$$\chi^2 = \sum_{i=1}^{k} \frac{\left(F_{g_i} - F_{t_i}\right)^2}{F_{t_i}}$$

olur. Burada

F_{gi}. = Her bir gözlem değeri veya sınıfı için gözlem frekansını,

F_{ti} = Her bir sınıfın teorik frekansı

k = Sınıf sayısı'nı göstermektedir.

Ki-Kare(χ2) değeri sıfıra eşit ise gözlenmiş değerler ile teorik değerler birbirine eşit demektir. Sıfırdan büyük olması durumunda ise; (1-α) güven düzeyinde, hesaplanan Ki-Kare değeri (test değeri) ile serbestlik derecesine göre teorik dağılımdan elde edilen Ki-Kare tablo değeri (kritik değer) karşılaştırılmalıdır. Eğer kritik değer test değerinden küçük ise gözlenen değerler ile teorik dağılım birbirine uymaktadır, ya da tersi[92].

Ki-Kare testi istatistiğinin kullanılabilmesi için, gerçek dağılımdan alınan değerler yüzdesel ya da göreli(nisbi) olmamalı ve her bir sınıf(değer) veya aralık için teorik

---

[92] Burada iki farklı hipotez söz konusudur:
H_0 = "Gözlenmiş değerler ile teorik dağılım değerleri arasındaki uyum anlamlıdır"
($F_g - F_t = 0$)
H_1 = "Gözlenmiş değerler ile teorik dağılım değerleri arasındaki uyum anlamlı değildir"
($F_g - F_t > 0$)

frekans en az 5 olmalıdır[93]. Bu durumda Ki-Kare testinin uygulanabilmesi için frekansı küçük olan grupların birleştirilmesi gerekmektedir. Ki-Kare dağılımının en önemli özelliği sağa yatık olmasıdır. Serbestlik derecesi arttıkça dağılım simetrikleşmektedir.

2.5.2.2.2 Kolmogorov-Smirnov Uygunluk Testi

Kolmogorov-Smirnov testinde, Ki-Kare testinden farklı olarak, kümülatif dağılımlar karşılaştırılmaktadır. Yani, örnek verilerin kümülatif gözlenen dağılımının, kümülatif teorik dağılımdan mutlak sapmalarının düzeyine bakılmaktadır. Bu sapmanın en büyük olduğu nokta belirlenerek istenen güven düzeyine göre rassal olup olmadığı test edilmektedir. Bunun için, Kolmogorov-Smirnov testi tablosundan, gözlem sayısı n ve α güven düzeyine karşılık gelen tablo değeri ile en büyük mutlak sapma değeri karşılaştırılmaktadır. Eğer en büyük mutlak sapma değeri tablo değerinden küçük ise bu, gözlenen değerlerin teorik değerlere uygun düştüğü anlamına gelmektedir(H_0 hipotezi kabul edilir), ya da tersi[94].

Kolmogorov-Smirnov testi örnek dağılımın sürekli olduğunu, ana kütle ortalaması ve varyansının hesaplanabildiğini(bilindiğini) varsaymaktadır. Örnek hacminin 10 ile 30 arasında olması durumunda Kolmogorov-Smirnov testinin uygulanması önerilmektedir. Bununla birlikte, örnek hacmi n>30 ise Ki-Kare($\chi 2$) testi yeğlenmelidir[95].

---

[93] Ayrıntılı bilgi için bkz: İsmail Hakkı ARMUTLULU, **İşletmelerde Uygulamalı İstatistik**, Alfa Yayınları, İstanbul: 2000, s.121-148.

[94] Halil SARIASLAN, **Simulasyon Tekniği**:*Kuyruk Teorisi Modellerinin* Analizi, 2.Baskı, Turhan Kitabevi, Ankara: 1998, s.67.

[95] Fahri BATU, **Uygulamalı İstatistik Yöntemler**, Karadeniz Teknik Üniversitesi Yayınları, Trabzon: 1995, s.98; Hisse senedi getirilerinin dağılımına Kolmogorov-Smirnov testinin uygulanmasına ilişkin örnek için bkz: Fulya ERGEÇ, **Rüçhan Hakkının Kantitatif Modeller ile Fiyatlandırılması**, Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No:65, Pelin Ofset, Ankara:Mart 1997, s.127-129.

2.5.2.3 Rassal Sayı Üretimi

Stokastik olayları konu alan Monte Carlo Simülasyonu modellerinde, rassal değişken(random variate) değerleri olasılık dağılımlarından yararlanarak oluşturulan rassal sayılarla üretilmektedir. Bu nedenle Monte Carlo Simülasyonu, rassal sayılara bağlı deneylerle uğraşan deneysel matematiğin bir dalı olarak tanımlanmaktadır. Rassal sayıların en önemli özelliği ortaya çıkma olasılıklarının eşit olmasıdır. Ayrıca, oluşturulan modelin sağlamlığı açısından rassal sayıların bağımsız nitelikli olması gerekmektedir. Bilgisayar programları aracılığıyla amaca uygun olarak rassal sayı üretildiğinden bağımsızlığın test edilmesi anlamlı değildir. Onun yerine, elde edilen rassal sayıların, stokastik değişkeni tanımlayan teorik dağılımdan bulunup bulunmadığının testinin yapılması gerekmektedir.[96]

Monte Carlo Simülâsyonu yönteminin en önemli aşaması uygun rassal sayıların üretilmesine bağlıdır. Yöntemin başarısı çoğunlukla, kullanılan rassal sayıların niteliğine bağlı olarak artmakta ya da azalmaktadır. Uniform(tekbiçim) özellikli olan ve 0 ile 1 arasında sıralanan rassal sayılar kümesi R(0,1) simülâsyonların artık bilgisayarlarda çalıştırılabilme olanağı nedeniyle kolayca hesaplanabilmektedir[97].

Kümülatif normal olasılık dağılım fonksiyonu N(y) daima 0 ile 1 arasındadır. O nedenle, normal dağıtılmış rassal değişken, x=N(y) ya da $y=N^{1}(x)^{2}$'si şeklinde hesaplanabilir. Dolayısıyla, normal dağılım fonksiyonu N(y)'nin tersi kadar uzun boyutta herhangi bir dağılım üretmek mümkündür. Rassal değişkenlerin üretilmesi kolay gibi görünse de uygulamada oldukça zordur. Çünkü bağımsız rassal sayıların üretilebilmesi için algoritmanın iyi tasarlanmış olması gerekmektedir.

[96] Fulya ERGEÇ, a.g.e., s.130.

[97] Çarpımsal Benzerlik Yöntemi(Multiplicative Congruental Method) gibi aritmetik yöntemler yoluyla da rassal sayı üretilebilmektedir. Ayrıntılı bilgi için bkz: Hamdy A. TAHA, **Yöneylem Araştırması**, Çev.: Ş. Alp BARAY, Şakir ESNAF, 6. Basımdan Çeviri, Literatür Yayıncılık, İstanbul:Eylül 2000, s.685-686.

Bununla birlikte, rassal sayıların bütünüyle rassal olduğu tartışmalıdır. Buradaki tartışma, deterministik yöntemler uygulanarak belirli bir algoritmaya göre oluşturulan rassal sayıların aslında gerçek değil yapay[98] olduğu noktasında yoğunlaşmaktadır. Dolayısıyla rassal sayıların oluşturulması için, başlangıç değeri olarak dağılımın parametrelerinden hesaplanarak alınan 'çekirdek sayı'nın niteliği önem taşımaktadır[99]. Temel alınan çekirdek sayıların aynı olması durumunda üretilen rassal sayıların birbirini tekrarlama olasılığı bulunmaktadır. Bu da elde edilen simülâsyon dağılımının belirli sayılar etrafında kümelenmesi anlamına gelmektedir. Dolayısıyla bu durum, belirli bir algoritmaya göre tasarlanmış Monte Carlo Simülâsyonu sürecinin ne kadar tekrar edileceğini etkilemektedir. İyi seçilmiş bir rassal sayı üreteci, milyarlarca farklı sayı kümesi oluşturabilecekken, tersi durumda sadece birkaç bin işlemden sonra kendini tekrar etmeye başlayabilir. Bu döngü, model tasarımcısının gereksinim duyduğu sayı kümesinin sayısına da bağlı bulunmaktadır. Modelin güçlülüğü aslında bu noktada ortaya çıkmaktadır: Yukarıda belirtilen kısıtlara göre, rassal sayı üreteci kullanılarak elde edilen simülâsyon dağılımı aslında gerçek dağılımı temsil etmiyor olabilir. Bu açıdan model kullanıcısı yanılgıya düşebilir. O nedenle, tekrar sayısına bağlı olarak rassal sayı üreteci uzun bir döngü içinde kullanılmalıdır.

---

98 İlgili yazında sahte rassal sayı(pseudo random number) olarak da adlandırılmaktadır. Modelde uygulanan rassal sayıların niteliğine göre Pseudo Random Monte Carlo, Quasi-Monte Carlo Simülâsyonu gibi farklılaştırılmış Monte Carlo Simülâsyonu yöntemlerinden söz etmek mümkündür. Ayrıntılı bilgi için bkz: Anargyros PAPAGEORGIOU and Spassimir PASKOV, "*Deterministic Simulation for Risk Management*", **Journal of Portfolio Management**, *Special Theme*, May 1999, p.122-127; Harald NIEDERREITER, **Random Number Generation and Quasi-Monte Carlo Methods**, *Society for Industrial and Applied Mathematics*, ISBN:0-89871-295-5, Philadelphia, Pennsylvania:1992.

99 Burada önemli olan nokta şudur: Başlangıç noktası olarak öyle bir çekirdek sayı seçilmelidir ki, Monte Carlo Simülâsyonu süreci sonucunda oluşturulan rassal sayılar arasındaki ilişki bağımsız olsun. Tersi, rassal sayı üretecinin yanlış tanımlanması, oluşturulan rassal sayılar arasında bağımlılığa neden olabilmekte ve bu, Monte Carlo Simülâsyonu süreci sonunda elde edilen sonuçların güvenilirliğini olumsuz yönde etkilemektedir. Ayrıntılı bilgi için bkz: Philippe JORION, **Value At Risk**, *The New Benchmark for Controlling...*, p.236-367.

2.5.2.4 Tekrar Sayısı ve Denge Durumu

Monte Carlo Simülâsyonu'nda yanıtlanması gereken bir başka soru da ne kadar tekrar yapılması gerektiğidir. Yönteme göre, hesaplamaların sayısı her tekrar sonunda gereksinim duyulan rassal sayıların sayısına bağlı olarak değişmektedir. Örneğin, varlıklar arasındaki ilişkinin doğrusal ancak mükemmel olmadığı 30 adet hisse senedinden oluşan bir portföy varsayılsın. Bu, o portföyün getirisinin 30 adet rassal değişkene bağlı olduğu anlamına gelmektedir. O nedenle, bu portföyün hipotetik değerini üretebilmek için yapılan bir tekrar en azından 30 adet rassal değişkene ait yapay fiyat denkleminin belirlenmesini gerektirecektir. Yapılması gereken tekrar sayısı örneğin 1000 ise bu sayının 30.000 adet olması gerektiği anlamına gelmektedir. Yöntemin zorluğu bu noktada ortaya çıkmaktadır. Çoğunlukla portföylerdeki pozisyonlar anlık olarak değişmektedir. Bundan dolayı, her pozisyon değişikliğinden sonraki hesaplamaların hızı önem kazanmaktadır. Pozisyon değişiklikleri ile eş-anlı olarak kullanılmak istendiğinde tekrar sayısındaki azalmayla paralel olarak Monte Carlo Simülâsyonu'nun güvenilirliği süre kısıtından dolayı azalmaktadır[100].

Kuramsal olarak tekrar sayısı ne kadar çoksa simülâsyon dağılımı gerçek dağılıma o kadar yaklaşacaktır. Ancak tekrarları sonsuza kadar sürdürmek mümkün değildir. O nedenle bir tahmin hatası(estimation error) mutlaka olacaktır. Genel olarak bilinen tüm Monte Carlo Simülâsyonu süreçleri gerçek değere ancak $\frac{1}{\sqrt{N}}$ kadar yaklaşmaktadır. Burada N; tekrar sayısını göstermektedir. Bunun anlamı, örneğin simülâsyonun kesinliği 10 faktör arttırılmak istendiğinde 100 adetten fazla

[100] Burada belirtilen süre kısıtı pozisyon değişikliğine bağlı olarak belirlenen elde tutma süresi Δt ile ilgilidir. Elde tutma süresi arttıkça hesaplamaların hızı ve güvenilirliği de artmaktadır. Ancak dikkat edilmesi gereken bir başka unsur daha vardır: t'den T'ye kadar geçen dönem içinde Δt sürekli arttırılarak modelin kalitesini arttırmak mümkün değildir. Bunun da bir sınırı vardır. Konu başlığı 2.5.2.5.1.'deki (2) no'lu denkleme göre, Δt arttıkça standart normal değişken Z değerinin de değişmesi gerekmektedir. Bu da gerçek dağılımdan uzaklaşma sorununa neden olabilmekte dolayısıyla modelin kalitesini azaltmaktadır. Özellikle fiyat gelişimi doğrusal olmayan türev ürünlerde bu sorunla karşılaşmak olasıdır. Dolayısıyla, Δt'nin nereye kadar arttırılabileceği pozisyonun türüne göre de değişmektedir.

simülâsyon yapılması gerektiğidir. Yöntemin en önemli eksikliklerinden biri de budur. Ancak, simülâsyon sayısının düşürülmesine yönelik olarak geliştirilmiş varyans düşürme tekniklerinden[101] söz etmek mümkündür. O nedenle sonuçların kesinliğinin yüksek olması istendiğinde yöntem, oldukça yüksek yoğunlukta bilgisayar kullanımını gerektirmektedir[102]. Çoğunlukla borsalarda işlem gören hisse senedi sayısı oldukça fazladır. Ancak özellikle küçük portföylerde bu menkul değerlerin hepsinin bulundurulması pek de gerçekçi değildir. Öyle ki, büyük ölçekli portföylerde bile daha yakından inceleme ve izleme kolaylığı açısından belirli sayıda hisse senedi tutma eğilimi bulunmaktadır. Dolayısıyla burada portföy kapsamına alınacak menkul değerlerin seçimi önem kazanmaktadır. Bu bağlamda, Portföy Sıkıştırması (Portfolio Compression) tekniği de Monte Carlo Simülâsyonu'nun hızını arttırmaya yönelik olarak geliştirilen tekniklerden biridir. Bu teknik, orijinal portföyü temsil etmek üzere, bu portföy ile benzer risk özellikleri taşıyan menkul değerlerin bir araya getirilmesine dayanmaktadır.[103]

Bilindiği gibi, standart normal dağılım ortalaması 0, standart sapması 1 olan bir denge dağılımını ifade etmektedir. Dolayısıyla, standart normal dağılımın mantığı gereği simülâsyonun amacı, 0 ile 1 arasında değişen, aralarındaki ilişkinin bağımsız ve ortaya çıkma olasılıklarının eşit olduğu rassal sayıları üretmek olmalıdır. O nedenle her simülâsyon koşumunda yapılacak deneme sayısı oldukça önemlidir. Bu koşulları sağlayıncaya kadar simülâsyon denemelerine devam

---

[101] Antithetic Variate(Varyans İndirgeme) ve Control Variate olmak üzere iki temel yaklaşım bulunmaktadır: Örneğin, Antithetic Variate yönteminde birbirinden bağımsız olarak yapılan simülâsyon denemelerinden elde edilen sonuçlar arasındaki varyansın azaltılması amaçlanmaktadır. Ayrıntılı bilgi için bkz: HULL, a.g.e., s.114-115; **Risk**, "*Monte Carlo Wıthin A Day*", February 1999, s.55-59.; John P. LEHOCZKY, "*Simulation Methods for Option Pricing*", **Mathematics and Derivative Securities**, Ed. M.A.H. DEMPSTER, S.R. PLISKA, Cambridge University Pres, 1997, s.530-533.

Son yıllarda bazı yeni teknikler de geliştirilmiştir. Ayrıntılı bilgi için bkz: Boyle, Brodie, Glasserman, "*Monte Carlo Methods for Security Pricing*", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 21, 1997, p.1267-1321.

[102] Zvi WIENER, a.g.ç., s.14.

[103] Ayrıntılı bilgi için bkz: Nikolai DOKUCHAEV and Ulrich HAUSSMANN, "*Optimal Portfolio Selection and Compression in an Incomplete Market*", **Quantitative Finance 1**, Issue. 3., 2001, p.336-345.

edilmesi gerekmektedir. Kuramsal olarak burada, her denemede temel alınan başlangıç sayıları önem kazanmakta ve bağımsız rassal sayılar üretecek başlangıç değerlerinin alınması gerekmektedir. Ancak uygulamada, bu koşul sağlanıncaya yani simülâsyon sonuçları denge durumuna ulaşıncaya kadar bir geçiş dönemi söz konusudur. Geçiş döneminin uzunluğu ise, örnek dağılımın büyüklüğü ve başlangıç değerinin seçimine bağlıdır. Ancak geçiş döneminin model üzerindeki etkisini azaltmak da mümkündür. Bunun için benimsenmiş iki temel yol vardır: 1) İşlem süresini artırmak, 2) denge durumuna ulaşıncaya kadar elde edilen simülâsyon sonuçlarını değerleme dışı tutmak.

Denge durumunun ne zaman başladığını tam olarak kestirmek ise güçtür. bu konuda iki farklı yaklaşımdan söz edilebilir[104]: 1) eşit aralıklarla bir dizi gözlem alınır. Eğer belli bir noktadaki ortalamaya göre, ortalamaları büyük olan gözlemler ile ortalamaları küçük olan gözlem sayıları yaklaşık olarak aynı ise simülasyonun dengede olduğu ya da 2) simülâsyon sonuçlarının hareketli ortalamaları arasında önemli bir farklılık bulunmuyorsa yine simülâsyonun dengede olduğu varsayılır.

2.5.2.5 Monte Carlo Simülâsyonu Yöntemi'nin İşleyişi

2.5.2.5.1 Tek Bir Hisse Senedi İçin Monte Carlo Simülâsyonu

Burada yapılması gereken ilk adım, zaman içinde hisse senedi fiyatının nasıl bir seyir izlediğini gösteren bir fiyat modelinin tanımlanmasıdır. Örneğin, ABC hisse senedinin fiyat fonksiyonu Geometrik Brownian Hareketi(Geometric Brownian Diffussion)[105]'ne uygun olarak aşağıdaki gibi olsun:

---

[104] Halil SARIASLAN, a.g.e., s.104-105.

[105] Bkz: Philippe JORION, **Value At Risk**, *The New Benchmark for Controlling...*, p.232. Basitleştirici olması bakımından Geometrik Brownian Hareketi'ne göre hisse senedi fiyatlarının rassal ve sürekli artan bir seyir izlediği varsayılmaktadır. Buna göre, hisse senedi fiyatlarının negatif olması mümkün değildir. O nedenle burada beklenen getiri μ'nün pozitif olduğu kabul edilmiştir.

$$\Delta P_t = \sigma \Delta Z_t \qquad (1)$$

Burada, güncel(cari) fiyattaki değişim, hisse senedi volatilitesi σ'nın standart normal değişken Z_t değerindeki değişime göre düzeltilmiş bir fonksiyonudur. Ancak hesaplamalar belirli bir zaman aralığı içinde yapıldığından, bu zaman aralığı (Δt) içindeki fiyat değişiminin belirlenmesi gerekmektedir. Yani;

$$p_t = p_{t-1} + \sigma Z_t \sqrt{\Delta t} \qquad (2)$$

olacaktır. Buna göre, Δt kısa zaman aralığı sonunda hisse senedinin yeni fiyatı P_t; önceki dönemin fiyatı P_{t-1} ve, ortalaması 0, standart sapması 1 olan standart normal dağılımdan elde edilen rassal sayı(Z değeri) ile getirilerin standart sapmasının bir fonksiyonudur.

ΔP_t hisse senedinin fiyatındaki değişmeyi ifade etmek üzere, yukarıdaki ifade getiri oranı cinsinden,

$$\frac{\Delta P_t}{P_{t-1}} = \mu \Delta t + \sigma Z_t \sqrt{\Delta t} \qquad (3)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada, birim zaman içinde hisse senedinin getirisi (μ) ve standart sapmasının değişmediği varsayılmaktadır. Eşitliğin sağındaki ilk terim, Δt zaman aralığındaki oransal değişmeyi(getiriyi) ifade ederken ikinci terim, hisse senedinin getirilerindeki belirsizliği dolayısıyla hisse senedi fiyatlarının rassal değerler alabilme (stokastik) özelliğini göstermektedir. Varyansı da $\sigma^2 \Delta t$ olacaktır. Dolayısıyla bu hisse senedinin getirileri, (ΔP/P değerleri) ortalaması $\mu \Delta t$ ve standart sapması $\sigma\sqrt{\Delta t}$ olan normal dağılıma uygun düşmektedir ($\phi(\mu\Delta, \sigma\sqrt{\Delta t})$)

Örneğin, hisse senedinin bir gün içindeki (t-T = 1 gün) fiyatları tahmin edilmek isteniyor ve $\Delta t = 1$ dakika ise, simülâsyon denklemi 2 no'lu denklemden hareketle,

$$p_t = p_{t-1} + \sigma Z_{t+1} = p_{t-1} + \sigma[Z_t + Z_{t+1}] \tag{4}$$

olacaktır.

Daha genel ifadeyle,

$$p_T = p_{t-1} + \sigma\sum_{i=1}^{T} Z_t \tag{5}$$

olur. Burada T zamanındaki fiyat P_T; başlangıç fiyatı P_{t-1} ile t'den T'ye kadar Z değerlerinin toplamına bağlıdır. Rassal sayı üreteci kullanılarak elde edilmiş Z_t, Z_{t+1},......, Z_T rassal sayıları, 5 no'lu denklemde yerine konularak simule edilmiş son P_T fiyatı elde edilmektedir. Daha sonra bu P_T fiyatı hisse sayısı ile çarpılarak toplam değeri hesaplanmaktadır. Bu süreç, yeterli sayıda tekrarlanarak, hisse fiyatlarına ait bir simülâsyon dağılımı oluşturulmaktadır. Son olarak da, gerçek dağılımı temsil eden simülâsyon dağılımından yararlanılarak VaR değeri hesaplanmaktadır. Burada, tekrar sayısı arttıkça, 'gerçek' olasılık dağılım fonksiyonuna yaklaşıldığı unutulmamalıdır[106].

2.5.2.5.2 Hisse Senedi Portföyünde Monte Carlo Simülasyonu

Birden fazla hisse senedinden oluşan dolayısıyla getirisinin bir tek hisse senedi fiyatına bağlı olmadığı bir portföy varsayılsın. Çok varlıklı bir portföyde, tek

[106] Bkz. Philippe JORION, **Value At Risk**, *The New Benchmark for Controlling...*, p.232-234, 239.

varlıklı bir portföyden farklı olarak portföydeki her bir menkul değerin standart normal değişken Z değerlerinin ayrı ayrı simüle edilmesi gerekmektedir. O nedenle, iki önemli nokta dışında burada uygulanan süreç, tek varlıklı portföydekinden daha farklıdır. Bunlardan ilki, (5)' no'lu denklemden de anlaşılacağı gibi, hisse senedi fiyatlarının bağımsız değişken olduğunun varsayılmasıdır. Buna göre, örneğin iki menkul değer için bu denklem aşağıdaki gibi ifade edilebilir:

$$\begin{aligned} p_{1,t} &= p_{1,t-1} + \sigma_1 Z_{1,t} \\ p_{2,t} &= p_{2,t-1} + \sigma_2 Z_{2,t} \end{aligned} \quad \text{ya da} \quad \begin{bmatrix} p_{1,t} \\ p_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{1,t-1} \\ p_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_1, 0 \\ 0, \sigma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \tag{6}$$

t dönemindeki portföy değeri PV_t ise; (6) no'lu denklem her iki varlığın pozisyonları(ağırlıkları) $[w_{1,t}, w_{2,t}]$ ile çarpılarak bulunmaktadır. Matris şeklinde ifade edilirse;

$$PV_t = [w_{1,t}, w_{2,t}] \begin{bmatrix} p_{1,t} \\ p_{2,t} \end{bmatrix} = [w_{1,t}, w_{2,t}] \begin{bmatrix} p_{1,t-1} \\ p_{2,t-1} \end{bmatrix} + [x_{1,t}, x_{2,t}] \begin{bmatrix} \sigma_1, 0 \\ 0, \sigma_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \tag{7}$$

olmaktadır. Burada, hedef zamana kadar geçen süre (t-T) içindeki portföy değeri, her bir hisse senedi için rassal sayı üreteci tarafından üretilmiş rassal sayıların (Z değerlerinin) bir fonksiyonudur. Yani;

$$PV_t = \sum_{i=1}^{T} PV_i \tag{8}$$

olur.

İkinci önemli varsayım ise, fiyatlar arasındaki korelasyonun pozitif veya negatif yönde mükemmel(± 1) olduğudur. Bu durumda her iki varlığın fiyatı;

$$\begin{aligned} p_{1,t} &= p_{1,t-1} + \sigma_1 Z_{1,t} \\ p_{2,t} &= p_{2,t-1} \pm \sigma_2 Z_{2,t} \end{aligned} \quad \text{ya da} \quad \begin{bmatrix} p_{1,t} \\ p_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{1,t-1} \\ p_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \sigma_1, 0 \\ \pm\sigma_2, 0 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (9)$$

olacaktır. Burada, portföy değeri PV_t, portföyü oluşturan her bir hisse senedi değerinin portföy içindeki ağırlığı $\lfloor w_{1,t}, w_{2,t} \rfloor$ ile çarpımlarının toplamı olacaktır. (8) no'lu denklem son portföy değerini göstermek üzere, güvenilir düzeyde VaR değerine ulaşıncaya kadar bu işlemler tekrar edilmelidir.

Yöntemde rassal sayıların bağımsız olduğu varsayıldığına göre, portföy bileşimindeki her bir menkul değerin fiyatının Δt anındaki değişim oranı burada da, Δt anındaki ortalama getirisi ile volatilitesi σ'nin Δt anındaki standart normal değişken Z_t değerine göre düzeltilmiş bir fonksiyonu olmaktadır $\lfloor \Delta P_{i,t} / P_{i,t-1} = (\mu_i \Delta t + \sigma_i Z_{i,t} \sqrt{\Delta t}) \rfloor$. Burada, model varsayımı gereği Z değerlerinin bağımsız olması gerekmektedir.

Ancak, genellikle portföy kapsamındaki menkul değerlerin fiyatları arasındaki korelasyon mükemmel değildir. Dolayısıyla yukarıdaki denklem aşağıdaki şekle dönüşecektir.

$$\begin{bmatrix} p_{1,t} \\ p_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} p_{1,t-1} \\ p_{2,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{1,1}, a_{1,2} \\ a_{2,1}, a_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \qquad (10)$$

Buradaki a_{ij} matrisi, hisse senetlerinin varyansları ile aralarındaki korelasyonların bir fonksiyonudur. Dolayısıyla yukarıdaki eşitliğin sağ tarafındaki ikinci terim, rassal sayılar (Z değerleri) ile koşturulan portföy değeri değişimlerini (ΔP) gösterdiğine göre;

$$\begin{bmatrix} \Delta p_{1,t} \\ \Delta p_{2,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{1,1}, a_{1,2} \\ a_{2,1}, a_{2,2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Z_{1,t} \\ Z_{2,t} \end{bmatrix} \tag{11}$$

olacaktır.

Burada dikkat edilmesi gereken nokta, yöntemde hisse senetlerinin beklenen getirileri ile standart sapmaları sabit kabul edildiğinden, simülâsyon fiyat denkleminin bağımsız rassal değişkenler yoluyla koşturulduğudur. Ancak, daha önce de belirtildiği gibi simülâsyonun başında rassal değişkenlerin bağımsızlığından söz edilemez. Dolayısıyla, simülâsyon sırasında bağımsız değişken değerlerinden hareketle rassal değişken değerleri oluşturulurken korelasyonun da dikkate alınması gerekmektedir. Yani iki bağımsız değişken için;

$$Z_1 = \eta_1$$
$$Z_2 = \rho\eta_1 + \sqrt{(1-\rho^2)}\eta_2$$

Burada ρ rassal değişkenler arasındaki korelasyon katsayısını göstermektedir. Model varsayımına göre standart normal dağılım, ortalaması sıfır varyansı 1 olan dağılımı temsil etmekteydi. Dolayısıyla rassal değişkenlerin varyansının 1 olabilmesi için aralarındaki korelasyonun sıfır olması gerekmektedir. Örneğin Z_2 rassal değişkeninin varyansı,

$Var(Z_2) = \rho^2 Var(\eta_1) + \sqrt{(1-\rho^2)}\eta_2 = \rho^2 + (1-\rho^2) = 1$ olmaktadır.

Buradan Z değerleri arasındaki kovaryans ise,

$Kov(Z_1, Z_2) = Kov(\eta_1, \rho\eta_1 + (1-\rho^2)\eta_2 = \rho Kov(\eta_1, \eta_2) = \rho$ yani korelasyon katsayısına eşittir.

Sonuç olarak Matris notasyonu şeklinde ifade etmek gerekirse, Z değerleri arasındaki bağımsız ilişki;

$$\begin{bmatrix} Z_1 \\ Z_2 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & 0 \\ \rho & (1-\rho^2)^{1/2} \end{bmatrix} \times \begin{bmatrix} \eta_1 \\ \eta_2 \end{bmatrix}$$

olur[107].

2.5.2.6 Model Riski

Anlaşılacağı gibi, fiyat gelişimi sürecinin yanlış tanımlanması kullanıcıyı model riski ile karşı karşıya bırakabilmektedir. O nedenle alternatifler arasından seçilen modelin doğruluğunun test edilmesi gerekmektedir. Model riskinin ortaya konması amacıyla diğer fiyatlama modellerine göre hesaplanmış simülasyon sonuçları ile de karşılaştırma yapılarak modelin doğruluğunun test edilmesi mümkündür. Model riski temelde şu biçimlerde ortaya çıkmaktadır:

1) Yanlış modelin seçimi,

2) modelin doğru seçilmesi ancak yanlış kullanılması,

---

[107] Bu durum literatürde Cholesky Ayrışımı (Factorization) olarak bilinmektedir. Ayrıntılı bilgi için bkz: Kevin DOWD, a.g.e., p.111-112; Philippe JORION, **Value At Risk**, *The New Benchmark for Controlling...*, p.242-243.

3) modelin doğru ancak çözümün yanlış olması,

4) model varsayımlarının yanlış olması,

5) kullanılan bilgisayar yazılımı ve donanımının yetersiz olması ve

6) eldeki verinin yetersiz ve tutarsız olması.

Hangi modelin seçilmesi gerektiği, fiyatlama denkleminin nasıl oluşturulduğuna ve sonuçların kesinlik derecesine bağlı olmaktadır. Örneğin (1) no'lu denklemden hareketle, hisse senedi fiyatlarının Geometrik Brownian Hareketi izlediği ve fiyat gelişiminin aşağıdaki denkleme uygun düştüğü varsayılsın:

$$\frac{\Delta P_t}{P_t} = \mu \Delta t + \sigma Z_t \sqrt{\Delta t} \tag{15}$$

Burada, dWt = $\sqrt{\Delta t} \times Z_t$'dir. (1)'e göre, hisse senedi fiyatındaki değişimler, rassal standart normal değişken Zt ile koşturulmaktadır. Burada, fiyatlarda sıçramaya izin vermeyecek düzeyde ve Brownian hareketine uygun olarak, hisse senedinin standart sapması, Δt'nin uzunluğuna bağlı olarak azalmaktadır. Denklemden de anlaşılacağı gibi, hisse senedinin beklenen getiri oranı, volatilite ve süreye bağlı olarak artan bir eğilim göstermektedir.

Rassal sayı üretecinin temel araç olarak kullanıldığı Monte Carlo Simülâsyonu'nda örnekleme hatası(sampling error) riski de söz konusu olabilir. Örneklemenin yanlış seçilmesi, simülâsyonun olması gerekenden az yapılmasına neden olabilmektedir. Bu durumda, uygulayıcıda doğru dağılımın yakalandığı düşüncesi doğabilir. Ancak, buna yönelik olarak, daha fazla tekrar(deneme, trial) yapılıp yapılmayacağının belirlenebilmesi için bazı hesaplama yöntemleri de bulunmaktadır.[108]

Monte Carlo Simülâsyonu yöntemi, VaR ölçümünde esnek ve güçlü bir yaklaşım sunmaktadır. Yöntem sadece VaR için değil istatistiksel olarak ölçülebilir tüm değişkenlere uygulanabilmektedir. Bu açıdan, VaR ölçümü için simüle edilmiş dağılımların diğer istatistik uygulamalar için de kullanılma olanağı bulunmaktadır. Ayrıca güven seviyelerine göre değişik VaR değerlerine de ulaşmak mümkündür.

Bununla birlikte, Monte Carlo Simülâsyonu karmaşık ve yürütülmesi zor bir yöntemdir. O nedenle yöntemin koşturulmasında entelektüel ve uzmanlaşmış insan kaynağına gereksinim duyulmaktadır. Dolayısıyla yöntemin başarısı uygulayıcının deneyimi ile doğru orantılı olmaktadır. Hesaplama süresinin uzunluğu nedeniyle uzmanlaşmış bilgi teknolojilerine gereksinim duyulması da yöntemin diğer bir zayıflığıdır. Konuyla ilgili uzman danışmanlık gerektirdiğinden yöntemin uygulanması oldukça maliyetlidir. Bu nedenle kuruluşlar, uzman danışmanlık şirketlerine bağımlı hale gelebilmektedirler. Ayrıca modelin karmaşıklığı, üst yönetime ve kurumun diğer birimlerine karşı raporlama sürecinde risk yönetiminin üstlendiği eşgüdüm işlevini zorlaştırmaktadır.

Ayrıca yöntem, ister basık ister simetrik veya diğerleri olsun dağılım modelinin seçimine bağlı olarak daha başlangıçta model riski ile karşı karşıya bulunmaktadır. Örneğin Geometrik Brownian Hareketi varsayımı fiyatlar üzerindeki arbitraj etkisini dikkate almamaktadır. Dolayısıyla, menkul değerlerin fiyat fonksiyonlarına ilişkin bazı varsayımlar yapılabilmesine rağmen, sonuçta

[108] Michael MINNICH, a.g.m., p.48.

simülâsyon dağılımı gerçek fiyatlardan (ya da fiyat fonksiyonlarından) hareket edilerek oluşturulmaktadır.[109]

Monte Carlo Simülâsyonu sürecinin, büyük portföylerde oldukça uzun sürmesi, hesaplama maliyetinin de elde edilen kazançla karşılaştırılmasını gerektirmektedir. Bu, modelin oluşturulmasında hesaplama maliyetinin de bir değişken olarak ele alınması gerektiği anlamına gelmektedir. Hesaplama maliyetinin bir başka etkisi de alım satım zamanlaması üzerine olmaktadır. Büyük portföylerde portföy bileşimleri anlık olarak değiştiğinden raporlama sisteminin çok hızlı olması gerekmektedir. Dolayısıyla Monte Carlo Simülâsyonu yönteminin zayıflığı bu noktada ortaya çıkmaktadır. Bilişim sisteminin özellikleriyle paralel olarak hesaplama süresinin uzunluğu, alım satım zamanlamasındaki gecikmeye bağlı olarak ortaya çıkan bir maliyet unsurudur. Monte Carlo Simülâsyonu yönteminde gün içi raporlamanın hızlandırılmasına yönelik bazı çalışmalar[110] da bulunmaktadır. O nedenle, bir portföyün istatistiksel olarak fiyat serileri doğrusal dağılım gösteren menkul değerlerden oluşuyorsa, varyans-kovaryans yönteminin uygulanması daha doğru olacaktır.[111] Dolayısıyla, bu durumda Monte Carlo Simülâsyonu yönteminin uygulanması ekonomik değildir. Daha çok opsiyonlar gibi analitik çözümleri bulunmayan türev ürünler için uygulanabilir bir yöntemdir. Normal dağılım koşulu altında VaR değerinin $-\alpha\sigma W$'ya eşit olduğu bilinmektedir. Burada bulunması gereken parametre volatilite yani standart sapma (σ) olmaktadır. Dolayısıyla, birden fazla risk değişkeninin yani problemin çok boyutlu olması durumunda Monte Carlo Simülâsyonu yönteminin uygulanması daha akılcı olacaktır.

Zorluklarına rağmen Monte Carlo Simülâsyonu yöntemi gelişmiş ülkelerdeki finans sektöründe yaygın bir kullanım alanı bulmuştur. Kullanım alanının

[109] Thomas C. WILSON, "*Calculating Risk Capital*", **The Handbook of Risk Management and Analysis**, Ed. Carol ALEXANDER, John Wiley & Sons, USA:1996, p.224.
[110] Bkz:Jon FRYE, "Monte Carlo by Day: Intraday Value-at-Risk Using Monte Carlo Simülâsyonu". **Risk Magazine,** November 1998, p.1-8.
[111] Thomas C. WILSON, a.g.e., p.47-48.

genişlemesi yönteme yönelik olarak geliştirilen bilgi teknolojilerinin de çeşitlenmesine neden olmuştur. Yöntemin sağladığı diğer bir olumlu gelişme de, danışmanlık şirketleri ile başarılı bir eşgüdümün sağlanması bakımından uzmanlaşmış işgörenlerin sektörde istihdam edilmesi zorunluluğunu doğurmasıdır. Bunun yanında, problemin tanımlanması hala maliyetli bir süreç olmasına rağmen, müşterilere daha yüksek bir getirinin sağlanmasında önemli bir gelişme sağlamıştır.

2.5.3 Tarihi Simülâsyon Yaklaşımı

Monte Carlo Simülâsyonu Yöntemi'nden farklı olarak Tarihi Simülasyon Yöntemi yürütülmesi kolay ve basit bir yaklaşımdır. Hisse senedinin getirilerinin sahip olduğu olasılık dağılımı hakkında herhangi bir varsayımda bulunulmasını gerektirmediğinden non-parametrik bir yöntem olduğu söylenebilir. Yöntemin basitliği, risk yönetiminden sorumlu yöneticilerin üst yönetime rapor sunmaların kolaylaştırmaktadır. Yöntemin arkasında yatan en önemli düşünce, ilgili portföyün VAR'ını hesaplamak için, hisse senetlerinin geçmiş dağılımlarından hareket etmektir.

Tarihi Simülâsyon yönteminde, senaryolarının rassal olarak seçilmesi yerine doğrudan portföyün piyasa değerleri VAR'ın hesaplanmasında kullanılmaktadır[112]. Tarihi Simülâsyon Yöntemi, belli varsayımlara bağlı olmaksızın kullanılabildiğinden Monte Carlo Simülâsyonu Yöntemi'nin basitleştirilmiş bir biçimidir. Bu yöntem, bir yandan korelasyon ve volatilite gibi parametrelere gereksinim duymazken, diğer yandan normal dağılımın dışında basık dağılımlara da uygulanabilmektedir. Dolayısıyla varyans-kovaryans matrislerinin oluşturulması ve tahmin edilmesine gerek yoktur. Bu nedenle, Monte Carlo Simülâsyonu Yöntemi'nin aksine, model riskinden de bağımsızdır. Ayrıca,

---

[112] Glyn A. HOLTON, "*Simulating Value-at-Risk*", **The Journal of Performance Measurement,** Vol:3, N:1, 1998, p.11-21.

dağılımı doğrusal olsun veya olmasın her menkul değer için uygulanabilmektedir[113].

Tarihi simülasyon'da, portföyün piyasa değerlerine göre tanımlanarak, portföy bileşimindeki hisse senetlerinin değerlerini bu çerçevede belirleyecek bir fiyat denkleminin oluşturulmasını gerektirmektedir. Daha sonra, portföy kapsamındaki hisse senetlerinin geçmiş dönemdeki fiyat değişimlerinden hareket edilerek, fiyat denklemi çalıştırılmakta ve tahmini veriler elde edilmektedir. Her bir hisse senedi için elde edilen bu tahmini değerler gerçekleşmiş değerlerden çıkarılarak kâr/zarar dağılımı oluşturulmaktadır. Yani yönteme göre portföy VaR'ı, geçmişteki fiyat değişimlerinin gelecekte de aynı olacağı varsayılarak hesaplanmaktadır.

Yukarıdaki açıklamalar ışığında yöntem temel olarak şu dört adımdan oluşmaktadır[114]:

1) Portföy değerinin yeniden hesaplanması için gereksinim duyulan risk faktörlerinin ya da varlıkların yüzdesel fiyat değişimleri serisinin belirlenmesi,

2) Yüzdesel portföy değeri değişimleri serisinin belirlenmesi için fiyat değişimlerinin portföye uygulanması,

3) Portföy değeri değişimlerinin yüzdelerine göre sıralanması,

4) İstenen güven seviyesine karşılık gelen değer değişiminin portföy VaR'ı olarak belirlenmesi.

---

[113] Ian HAWKINS, "*Risk Analysis Techniques*", **A RentAQuant Research Paper**, *GARP FRM Exam Class Notes*, August 1998, Http://www.EuclidResearch.com/current.htm, p.7.
[114] Philip W. BEST, **Implementing Value at Risk**, John Wiley & Sons Inc., England: 1998, p.34.

Bu yaklaşımın üstünlüğü, çok fazla varsayım gerektirmemesi ve kolay çalıştırılabilir olmasıdır. En temel varsayımı, örnekleme dönemi boyunca portföy getirileri dağılımının değişmediğidir.

Bununla birlikte, bu yöntemde örnekleme döneminde hesaplanan minimum getiriden daha kötü getirilerin gerçekleşebilirliği hakkında herhangi bir öngörüde bulunmak mümkün değildir. Ayrıca, örnekleme dönemi içinde olasılık tahminlerinin kesinliği tartışmalıdır. Tarihi Simülâsyon Yöntemi'nde örnek büyüklüğünün seçimi, VaR değerlerinin tahmininde oldukça büyük etkiye sahip bulunmaktadır[115].

Buna ek olarak, tarihi simülasyon yaklaşımında geçmiş verilerin kullanmasından dolayı bazı sakıncalar da bulunmaktadır. Bu yöntem, bütünüyle geçmiş veriye bağlıdır. Gerek, geçmişteki olayların gelecekte de gerçekleşeceğini varsayması, gerekse portföy VaR'ını tek bir denklemden hareket ederek hesaplaması yöntemin en zayıf yönlerinden biridir. Bu yaklaşımın bir diğer eksikliği ise, portföyde yer alan hisse senetlerinin portföy içindeki ağırlıklarının değişmesi durumunda VAR'ın hesaplanmasında yetersiz kalmasıdır. Sonuç olarak bu yöntemin güvenirliğini azaltan iki önemli unsur bulunmaktadır[116]. 1) Güven aralığı ve 2) Elde tutma dönemi. Güven aralığı ve elde tutma dönemi arttıkça yöntemin güvenirliği azalmaktadır.

---

[115] Jon DANIELSSON; Casper G.de VRIES, "*Value-at-Risk and Exteme Returns*", **Working Paper**, September 1997, p.10.

[116] J. S. BUTTLER, Barry SCHACHTER, "*Estimating Value-at-Risk with a Precision Measure by Combining Kernel Estimation with Historical Simulation*", **Review of Derivatives Research**, Issue:1, 1998, p.373.

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

3 UYGULAMA

VaR metodolojisi hisse senedi, tahvil gibi menkul değerlerden opsiyonlar gibi türev ürünlere hatta nakit akımları ve banka hesapları dahil pek çok alanda uygulanabilir bir yaklaşım sunmaktadır. Örneğin, Ho, Abbot ve Abrahamson(1999) tarafından yapılan bir bir çalışmada[1], VaR değerlerinden hareketle, değişik vadeli mevduatlar ile bankanın sahip olduğu borç varlıklarından oluşan banka bilançosunun nasıl yönetileceğine ilişkin öneriler sunulmaktadır.

Bunun dışında Grinold(1998) tarafından opsiyon portföylerinin optimizasyonuna yönelik olarak yapılan bir başka çalışmada[2] ise iki yaklaşımdan hareket edilmektedir: 1) Ortalama-Varyans ve 2) Senaryo yaklaşımı. Çalışmada koşullu(conditional) ve koşulsuz(unconditional) beklenen getirilerin tahmininden hareketle ortalama-varyans değerlerine dayanan senaryo yaklaşımı kullanılarak değişik optimal portföyler oluşturulmuştur. Bu çalışmaya göre, opsiyonlarda olduğu gibi senaryo tabanlı modele gereksinim duyulmasına rağmen ortalama-varyans modelinin uygulanabilir olduğu sonucuna varılmıştır.

---

[1] Thomas HO and Mark ABBOT, Allen ABRAHAMSON, "*Value at Risk of A Bank's Balance Sheet*", **International Journal of Theoretical and Applied Finance**, Vol:2, No: 1, 1999, p.43-58.
[2] Richard GRINOLD, "*Mean-Variance and Scenario-Based Approaches to Portfolio Selection*", **The Journal of Portfolio Management**, Volume 25, Number 2, Winter 1999, p.10-22.

Bouchaud(1998) ve arkadaşları tarafından yapılan çalışmada[3], aşırı dalgalanmalar gösteren menkul değer getirilerinin basık dağılımlı olması durumunda portföy optimizasyonuna yönelik bir öneri sunulmaktadır. Çalışmada Lévy dağılımlarından yola çıkılarak, iki adet menkul değerden oluşan bir portföyün tek faktörlü ve çok faktörlü beta modelinden hareketle VaR minimizasyonu yapılmaya çalışılmıştır.

Huisman, Koedijk ve Pownall(1999) tarafından yapılan çalışmada[4] ise normal dağıldığı varsayılan hisse senedi, tahvil ve likit değerlerden oluşan bir portföyün ortalama-varyans ve Sharpe endeksine göre VaR minimizasyonu gerçekleştirilmeye çalışılmıştır. Bu çalışmadan elde edilen sonuçlara göre, beklenen getirilerin dağılımının normal dağılımlı olup olmaması durumunda değişik güven aralıklarına göre VaR minimizasyonunu sağlayan optimal varlık bölüşümünün nasıl yapılacağı ortaya konmuştur.

Zagst ve Kehrbaum(1998) tarafından yapılan bir diğer çalışmada[5] ise, getirilerin dağılımın asimetrik olması durumunda belirli bir VaR kısıtına göre maksimum beklenen değeri veren portföy optimizasyonu modeli geliştirilmiştir.

Bu çalışma ise, Markowitz'in Ortalama-Varyans Modeli'ine göre portföy optimizasyonundan hareket edilerek optimal portföy VaR'ının tahmin edilmesi amacına yönelik olarak hazırlanmıştır.

3.1 Amaç

Bu çalışmanın amacı şu şekilde özetlenebilir:

1) İMKB Ulusal-30 Endeksi kapsamındaki hisse senetlerinin gelecekteki getirilerinin tahminine yönelik olarak regresyon denklemlerinin tahmin edilmesi.

[3] J.P. BOUCHAUD, D. SORNETTE, C. WALTER, J.P. AGUILAR, "*Taming Large Events: Optimal Portfolio Theory for Strongly Flactuating Assets*", **International Journal of Theoretical and Applied Finance**, Vol: 1, No:1, 1995, p.25-41.
[4] Ronal HUISMAN, Kees G. KOEDIJK and Rachel A.J. POWNALL, "*Asset Allocation in a Value-at-Risk Framework*", **Working Paper**, Erasmus University, Rotterdam, April 1999, p.1-26.
[5] Rudi ZAGST and Jan KEHRBAUM, "*Portfolio Optimization Under Limited Value at Risk*", **Working Paper**, RiskLab, Germany 1998, p.1-13.

2) Normal dağılım koşulu altında IMKB Ulusal-30 endeksine yapılacak olası bir yatırımda Markowitz'in Modern Portföy Kuramı'na göre optimal portföyün oluşturulması,

3) Oluşturulan optimal portföyün gelecekteki bir anda VaR değerinin tahmin edilmesi ve gerçekleşen değerler ile karşılaştırılması.

3.2 Yöntem

3.2.1 Verilerin Toplanması ve Veri Aralığının Seçimi

İMKB Ulusal-30 endeksi kapsamındaki hisse senetleri ile IMKB Ulusal-100 endeksine ait düzeltilmiş günlük seans kapanış fiyatları Analiz Yatırım Araştırmaları A.Ş.'nin www.analiz.com adlı internet adresinden ücretsiz olarak sağlanmıştır. Şirket yetkililerinin ifadesine göre, sermaye artırımı, temettü-kâr payı ve eski-yeni birleşmesinden kaynaklanan tüm fiyat düzeltmelerinde İMKB ile aynı yöntem kullanılmaktadır

Hesaplamalarda kullanılacak veri aralıkları ise şöyledir:

1) Regresyon denklemlerinin tahmin edilmesinde İMKB30 endeksi kapsamındaki her bir hisse senedinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'na kotasyon tarihleri ile 10 Mart 2003 tarihleri arası dikkate alınmıştır. İMKB Ulusal-100 endeksi için ise işlemlere başlangıç tarihi ile 10 Mart 2003 arası kabul edilmiştir.

2) Optimal portföyün seçiminde ise veri aralığı 24.07.2000-10.03.2003 tarihleri arasıdır. 24.07.2000, İMKB Ulusal-30 endeksi kapsamındaki senetlerden AEFES'in işlem görmeye başladığı tarihtir. Bunun nedeni, Varyans-Kovaryans ve Korelasyon matrislerinin oluşturulabilmesi için değişkenlerin veri aralığının eşit olması gerektiğidir.

Veri olarak her bir değişkenin günlük değişim oranları yani günlük getirileri dikkate alınmıştır. Değişkenlerin günlük getirileri hesaplanırken düzeltilmiş günlük kapanış fiyatlarından yararlanılmıştır. Buna göre bir değişkenin günlük getirisi, günün kapanış fiyatı ile önceki günün kapanış fiyatının yine önceki günün kapanış fiyatına bölünmesiyle hesaplanmaktadır.

$$r = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}}$$

Tablo 3'de, 10 Mart 2003 sonu itibariyle İMKB30 kapsamındaki her bir hisse senedinin borsa işlem kodları, kotasyon tarihleri ve günlük gözlem sayıları görülmektedir.

Tablo 3
İMKB-30 Endeksine Dahil Hisse Senetlerine Ait Temel Bilgiler (10 Mart 2003 İtibariyle)

Hisse Senedini Çıkaran Kuruluşun Adı	İşlem Kodu	Kote Tarihi	Gözlem Sayısı
Anadolu Efes Biracılık ve Malt San. A.Ş.	AEFES	24.07.2000	652
Akbank T.A.Ş.	AKBNK	26.07.1990	3114
Ak Enerji Elektrik Ür. Otopr. Grubu A.Ş.	AKENR	07.07.2000	663
Aksigorta A.Ş.	AKGRT	05.12.1994	2043
Aksa Akrilik Kimya San A.Ş.	AKSA	22.01.1990	3159
Alarko Holding A.Ş.	ALARK	10.07.1989	3323
Arçelik A.Ş.	ARCLK	21.06.1990	3147
Doğan Şirketler Grubu Holding A.Ş.	DOHOL	21.06.1993	2413
Doğan Yayın Holding A.Ş.	DYHOL	06.08.1998	1129
Enka İnşaat ve Sanayi A.Ş.	ENKAI	02.01.1990	3189
Ereğli Demir ve Çelik Fabrikaları T.A.Ş.	EREGL	01.09.1988	3602
Finansbank A.Ş.	FINBN	02.07.1991	2899
Ford Otomotiv San A.Ş.	FROTO	21.06.1990	3143
T. Garanti Bankası A.Ş.	GARAN	06.06.1990	3160
Hürriyet Gazetecilik ve Matbaacılık A.Ş.	HURGZ	25.02.1992	2659
T. İş Bankası A.Ş.	ISCTR	30.05.1990	3127
Koç Holding A.Ş.	KCHOL	21.06.1990	3149
Migros Türk A.Ş.	MIGRS	28.02.1991	2969
Netaş Northern Elec. Tel. A.Ş.	NETAS	15.03.1993	2472
Petkim Petrokimya Holding A.Ş.	PETKM	09.07.1990	3135
Petrol Ofisi A.Ş.	PTOFS	30.05.1991	2901
Hacı Ömer Sabancı Holding A.Ş.	SAHOL	08.07.1997	1399
T. Şişe ve Cam Fabrikaları A.Ş.	SISE	02.01.1990	3261
Turkcell İletişim Hizmetleri A.Ş.	TCELL	11.07.2000	659
Tansaş İzmir B.B. İç ve Dış Tic A.Ş.	TNSAS	16.09.1996	1598
Tofaş Türk Otomobil Fabrikası A.Ş.	TOASO	02.07.1991	2899
Trakya Cam San A.Ş.	TRKCM	02.07.1991	2898
Tüpraş – Türkiye Petrol Rafinerileri A.Ş.	TUPRS	30.05.1991	2906
Vestel Elektronik San ve Tic A.Ş.	VSTEL	04.09.1990	3093
Yapı ve Kredi Bankası A.Ş.	YKBNK	01.03.1989	3421

Tablo 3'de görüldüğü gibi, en düşük gözlem sayısı AEFES hisse senedine, –ki bundan sonra hisse senetleri işlem kodları ile anılacaktır- en yüksek gözlem sayısı ise EREGL hisse senedine aittir.

3.2.2 Varsayımların Belirlenmesi

Hesaplamalar aşağıda belirtilen varsayımlara göre yapılmıştır.

1) Tüm değişkenlerin getirileri normal dağılımlı ve durağandır.

2) Portföy kapsamındaki hisse senetlerinin getirileri normal dağıldığından portföyün getirisi de normal dağılımlıdır.

3) Optimal portföyün beklenen getirisi İMKB Ulusal-100 endeksinin beklenen getirisine eşittir.

4) Optimal portföyün varyansı eşit ağırlıklı İMKB-Ulusal 30 portföyünün varyansına eşittir.

5) Optimal portföyün belirlenmesinde esas alınan hisse senetlerinin ağırlıkları toplamı 1'e eşittir.

6) Açığa satışa izin verilmemektedir.

3.2.3 Verilerin Analizi

Verilerin analizinde araç olarak Statistica 6.0 istatistik yazılımı ile Microsoft Excel XP yazılımından yararlanılmıştır. Öncelikle Excel yardımıyla değişkenlerin düzeltilmiş günlük kapanış fiyatlarından hareket edilerek her bir değişkenin günlük getirileri hesaplanmış ve Statistica 6.0 ortamına aktarılmıştır.

Optimal portföyün seçiminde değişken olarak kullanılacağından, bu yazılımdan yararlanılarak her bir değişkenin ortalama, varyans, standart sapma, eğiklik ve basıklık gibi Tanımlayıcı İstatistik (Descriptive Statistics) değerleri hesaplanmıştır. Hesaplamalarda veri aralığı 24.07.2000 – 10.03.2003 tarihleri arası alınmıştır.

Tablo 4'de değişkenlerin tanımlayıcı istatistik değerleri toplu olarak görülmektedir:

Tablo 4
Değişkenlerin Tanımlayıcı İstatistik Değerleri(Günlük)

	Gözlem Sayısı	Ortalama Getiri	Minimum Getiri Oranı	Maksimum Getiri Oranı	Varyans	Standart Sapma	Standard Hata	Eğiklik	Basıklık
AEFES	652	0,001444	-0,20968	0,253968	0,001588	0,039855	0,001561	0,57091	6,34689
AKBNK	652	0,001825	-0,20253	0,200004	0,001575	0,039682	0,001554	0,67110	3,96608
AKENR	652	0,000545	-0,14286	0,216216	0,001381	0,037157	0,001455	0,70513	4,03383
AKSA	652	0,000933	-0,17500	0,230768	0,001744	0,041762	0,001636	0,39166	3,53213
AKGRT	652	0,000732	-0,19070	0,198980	0,001638	0,040470	0,001585	0,26657	3,04100
ALARK	652	0,000370	-0,17241	0,189189	0,001451	0,038090	0,001492	0,33397	3,13825
ARCLK	652	0,001537	-0,17857	0,243905	0,002070	0,045501	0,001782	0,41572	2,64599
DOHOL	652	-0,000503	-0,19231	0,202533	0,002857	0,053452	0,002093	0,41353	1,66946
DYHOL	652	0,000231	-0,20253	0,202533	0,003001	0,054785	0,002146	0,34946	1,11834
ENKAI	652	0,001435	-0,18966	0,212767	0,001664	0,040793	0,001598	0,48058	3,88977
EREGL	652	0,000422	-0,20000	0,224490	0,001808	0,042516	0,001665	0,33259	3,11647
FINBN	652	0,001471	-0,19047	0,214279	0,002236	0,047282	0,001852	0,30702	2,52428
FROTO	652	0,001155	-0,15556	0,200000	0,001689	0,041095	0,001609	0,42162	2,36974
GARAN	652	0,000917	-0,21687	0,191775	0,002334	0,048309	0,001892	0,34434	2,21011
HURGZ	652	0,001647	-0,20833	0,208334	0,002611	0,051100	0,002001	0,16270	1,68113
ISCTR	652	0,000082	-0,18750	0,205481	0,001783	0,042228	0,001654	0,46391	3,18951
KCHOL	652	0,001001	-0,17544	0,199999	0,001722	0,041500	0,001625	0,28624	2,62925
MIGRS	652	0,000183	-0,18182	0,215385	0,001391	0,037302	0,001461	0,76012	6,10802
NETAS	652	-0,000483	-0,19231	0,208334	0,001794	0,042355	0,001659	0,51770	3,41411
PETKM	652	0,000703	-0,16279	0,234043	0,001924	0,043864	0,001718	0,58244	2,43897
PTOFS	637	0,000872	-0,32432	0,259259	0,001931	0,043948	0,001741	0,21482	8,50398
SAHOL	652	0,001008	-0,17105	0,200001	0,001487	0,038565	0,001510	0,69850	3,77218
SISE	652	0,000679	-0,21176	0,214284	0,001823	0,042700	0,001672	0,41346	2,92957
TCELL	650	-0,000288	-0,17808	0,196721	0,002286	0,047814	0,001875	0,41447	2,39962
TNSAS	652	-0,000604	-0,20690	0,229165	0,002353	0,048508	0,001900	0,37000	3,26757
TOASO	652	0,001088	-0,20238	0,255318	0,002048	0,045252	0,001772	0,40125	3,81399
TRKCM	652	0,001560	-0,19048	0,212764	0,001576	0,039701	0,001555	0,48417	5,05365
TUPRS	652	0,000787	-0,17000	0,216868	0,001569	0,039617	0,001552	0,63485	3,70502
VSTEL	652	0,000860	-0,19753	0,188235	0,001842	0,042915	0,001681	0,39231	2,74106
YKBNK	648	-0,002758	-1,00000	0,200000	0,005841	0,076424	0,003002	-6,76787	88,54364
IMKB100	652	0,000261	-0,18109	0,194510	0,001232	0,035097	0,001375	0,37928	4,52353

Bu tabloya göre en düşük varyansa sahip hisse senedi 0,001381 ile AKENR, en yüksek varyanslı hisse senedi ise 0,005841 ile YKBNK'dir. Ortalama getirisi en düşük hisse senedinin de -0,002758 ile YKBNK olduğu tablodan anlaşılmaktadır. Ortalama getirisi en yüksek hisse senedi ise, 0,001471 ile FNBNK'dir. Hesaplama dönemine göre, TNSAS ve DOHOL senetlerinin de getirisi en düşük, riski en yüksek hisse senetleri arasında olduğu görülmektedir.

3.2.3.1 Değişkenlerin Getirilerini Tahmin Modelinin Belirlenmesi

Hisse senedi getirilerini tahmin yöntemi olarak otoregresif modellerden biri olan ARIMA modeli yeğlenmiştir. Bu modelin seçilmesinin nedeni, kısa süreli tahminlerde başarılı sonuçlar üretebilme yeteneğinin yüksek olmasıdır. Literatürde Box-Jenkins Modeli olarak da bilinen model, üstel düzeltim (exponantially smoothing) yöntemi gibi diğer yöntemlerin aksine, zaman serisini bir sistem olarak algılamakta ve bu sistemi ortaya çıkaran nedenselliği incelemektedir.

Basit olarak bu modelde amaç, serinin geçmiş değerlerinden ve geçmişte yapılmış olan tahmin hatalarından hareket edilerek değişkenin gelecekteki değerinin tahmin edilmesidir.

ARIMA modeli üç bileşenden oluşmaktadır:

1) Otoregresyon derecesi (p),

2) Fark alma derecesi (d),

3) Hareketli ortalama derecesi (q).

Örneğin (1,0,1) ifadesi, bir zaman serisine uygulanan ARIMA modelinde otoregresif derecesinin 1, fark alma derecesinin 0, hareketli ortalama derecesinin ise 1 alındığı anlamına gelmektedir. Bunun yanında hareketli ortalama derecesi, hesaplamalarda kaç dönem gecikme uygulanacağını göstermektedir.

Hesaplamada hangi modelin seçileceğine ilişkin en etkin yöntem, değişkenin geçmişte aldığı değerler arasındaki otokorelasyona bakmaktır. Otokorelasyon katsayısı belirli gecikmeler arasındaki doğrusal ilişkinin derecesini göstermektedir. Örneğin, bir hisse senedinin bugünkü getirisinin kaç gün önceki getiri ile ilişkili olabileceği otokorelasyon katsayısı ile objektif olarak belirlenebilmektedir. Ayrıca, her bir gecikme dönemi için otokorelasyon katsayıları hesaplanabilmektedir. Otokorelasyon katsayıları ile gecikmelerin oluşturduğu grafiğe ise *korelogram* denilmektedir.

Yukarıdaki açıklamalar ışığında, *Statistica 6.0* istatistik yazılımı kullanılarak öncelikle her bir hisse senedinin getirilerine ait korelogramlar oluşturulmuştur[6]. Bunun için İMKB30 endeksi kapsamındaki her bir hisse senedinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'na kote edildiği tarihten başlayarak 10 Mart 2003'e kadarki günlük getirileri veri olarak alınmıştır. Bununla birlikte, otokorelasyon katsayıları hesaplanırken güven aralığı %95, deneme(iteration) sayısı ise, en fazla 50 olarak kabul edilmiştir.

Uygulanan ARIMA modelinin geçerli olup olmadığının en önemli koşulu, gözlenen değerler ile modelden hesaplanan değerler arasındaki farklardan(residuals; kalıntı, artık değerler) oluşan serinin 'White Noise(W.N.)' özelliği göstermesidir. Bir serinin W.N. özelliği göstermesi için, 1) ortalamasının sıfır, 2) varyansının sabit ve 3) serinin değerleri arasındaki korelasyonun sıfır olması gerekmektedir[7]. ARIMA modeline göre bir seriyi oluşturan nedenler tamamen tesadüfidir. Geçerli bir modelin varlığından söz edebilmek için, modelden elde edilen kalıntı değerler dağılımının da tesadüfi olması gerekmektedir.

Bir modelden elde edilen kalıntı değerlerin W.N. koşulu taşıyıp taşımadığını belirlemek için kullanılan en basit yöntem, kalıntı değerler ile gözlenen değerler arasındaki regresyona bakmaktır. Regresyondan elde edilen sonuçlar 0 ile 1 arasında olmalıdır. 1'e yakın çıkması, gözlenen değerler ile kalıntı değerler arasında herhangi bir ilişkinin olmadığı dolayısıyla kalıntı değerlerin tamamen tesadüfi olduğu anlamına gelmektedir ki model geçerlidir. 0'a yakın çıkıyorsa tam tersi durum söz konusudur ki bu modelin seçilmesi yanlış tahmin yapılmasına neden olabilir.

Bir diğer yöntem ise, kalıntı değerler serisinin eğilimine bakmaktır. Modelin geçerli olabilmesi için, kalıntı değerlerin sıfır değeri etrafında olması ve yükselen, alçalan, içbükey ya da dışbükey özellikli trendler göstermemesi gerekmektedir.

Buna göre, yine Statistica 6.0 istatistik yazılımı ile bir çok deneme yapılmış, her denemeden sonra yukarıda belirtilen her iki yöntem de kullanılarak uygulanan modellerin geçerliliği test edilmiştir. Bu modeller arasından, kalıntı değerlerin varyansı

---

[6] Bkz: EK1

[7] Genellikle kalıntı değerlerin dağılımının normal olduğu kabul edilmektedir.

en düşük, gözlenen değerler ile kalıntı değerler arasındaki regresyonu en yüksek ve belirli bir eğilim göstermeyen model belirlenmeye çalışılmıştır. Bu bağlamda, her bir hisse senedi için seçilen modelden elde edilen sonuçlar EK2'de toplu olarak verilmiştir. Bunun dışında, uygulamanın daha sonraki bölümünde minimum VaR değeri belirlenirken hedef getiri olarak alınacağından yukarıda belirtilen işlemler İMKB100 endeksinin günlük getirileri için de yapılmıştır.

ARIMA modelinin en büyük özelliği değişkenin değerlerinin oluşturduğu sistemi mümkün olan en az sayıda katsayı(parametre) ile ifade edebilmesidir. Buna modelin '*tutumluluk*(parsimony) *ilkesi*' denilmektedir. Eğer, denenen modellerin varyansları arasında çok büyük fark yoksa katsayısı daha az modelin seçilmesi anlamlı olacaktır. Bu nedenle, modeller oluşturulurken bu ilkeye göre hareket edilmeye çalışılmıştır.

Tablo 5'de, IMKB30 endeksi kapsamındaki hisse senetlerinin getirileri ile İMKB100 endeksi getirisinin tahmin denklemleri görülmektedir. Tabloda her bir değişkenin kalıntı değerlerinin varyansı (MS), kalıntı değerler ile gözlenen değerler arasındaki regresyonun anlamlılık düzeyi (beta) ve kestirim hatası verilmiştir.

Tablo 5
Değişkenlerin Regresyon Denklemleri ve Özet Analiz Sonuçları

AEFES	**Model**	(3,0,3)
	MS	0,00154
	Beta	0,980
	Kestirim Hatası	0,007816804
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00141 + 0{,}56597R_{t-1} - 0{,}51380R_{t-2} + 0{,}80300R_{t-3} + 0{,}55196\in_t - 0{,}5365\in_{t-1} + 0{,}92001\in_{t-2}$	
AKBNK	**Model**	(1,0,1)
	MS	0,00185
	Beta	0,999
	Kestirim Hatası	0,001636814
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00274 - 0{,}52460R_{t-1} - 0{,}49210\in_t$	
AKENR	**Model**	(2,0,2)
	MS	0,00136
	Beta	0,991
	Kestirim Hatası	0,004863301
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 1{,}53590R_{t-1} - 0{,}98610R_{t-2} + 1{,}55730\in_t - 0{,}9996\in_{t-1}$	
AKGRT	**Model**	(2,0,1)
	MS	0,00206
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,003040655
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00320 - 0{,}74800R_{t-1} + 0{,}06556R_{t-2} - 0{,}79190\in_t$	
AKSA	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00200
	Beta	0,999
	Kestirim Hatası	0,002296784
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00310 + 0{,}05136R_{t-1}$	
ALARK	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00210
	Beta	0,994
	Kestirim Hatası	0,004984855
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00413 + 0{,}10876R_{t-1}$	

ARCLK	Model	(1,0,0)
	MS	0,00185
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,002625713
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00317 + 0{,}06107 R_{t-1}$	
DOHOL	Model	(1,0,1)
	MS	0,00281
	Beta	0,996
	Kestirim Hatası	0,004586192
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00361 + 0{,}84005 R_{t-1} + 0{,}79292 \in_t$	
DYHOL	Model	(1,0,1)
	MS	0,00322
	Beta	0,996
	Kestirim Hatası	0,004780575
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}94642 R_{t-1} + 0{,}91870 \in_t$	
ENKAI	Model	(1,0,0)
	MS	0,00245
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,003459613
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00475 + 0{,}06989 R_{t-1}$	
EREGL	Model	(1,0,0)
	MS	0,00184
	Beta	0,997
	Kestirim Hatası	0,003217823
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00269 + 0{,}07504 R_{t-1}$	
FINBN	Model	(1,0,0)
	MS	0,00185
	Beta	0,995
	Kestirim Hatası	0,004088058
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00299 + 0{,}09516 R_{t-1}$	

FROTO	Model	(1,0,0)
	MS	0,00205
	Beta	0,999
	Kestirim Hatası	0,001991446
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00342 + 0{,}04397 R_{t-1}$	
GARAN	Model	(1,0,0)
	MS	0,00222
	Beta	0,999
	Kestirim Hatası	0,002230630
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00329 + 0{,}04739 R_{t-1}$	
HURGZ	Model	(1,0,0)
	MS	0,00309
	Beta	0,997
	Kestirim Hatası	0,004522453
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00404 + 0{,}08132 R_{t-1}$	
ISCTR	Model	(1,0,0)
	MS	0,00225
	Beta	0,995
	Kestirim Hatası	0,004676512
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00344 + 0{,}09853 R_{t-1}$	
KCHOL	Model	(1,0,0)
	MS	0,00190
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,002600590
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00313 + 0{,}05962 R_{t-1}$	
MIGRS	Model	(1,0,0)
	MS	0,00154
	Beta	0,996
	Kestirim Hatası	0,003914110
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00390 + 0{,}03917 R_{t-1}$	

NETAS	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00223
	Beta	0,994
	Kestirim Hatası	0,005029881
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00326 + 0{,}10648R_{t-1}$	
PETKM	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00250
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,002817535
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00316 + 0{,}05634R_{t-1}$	
PTOFS	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00248
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,003255273
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00375 + 0{,}00654R_{t-1}$	
SAHOL	**Model**	(1,0,1)
	MS	0,00189
	Beta	0,996
	Kestirim Hatası	0,003662290
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00266 - 0{,}79770R_{t-1} - 0{,}74660\in_t$	
SISE	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00222
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,002642265
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00310 + 0{,}05613R_{t-1}$	
TCELL	**Model**	(2,0,2)
	MS	0,00227
	Beta	0,994
	Kestirim Hatası	0,005360396
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}24698R_{t-1} - 0{,}99900R_{t-2} + 0{,}25144\in_t - 0{,}99270\in_{t-1}$	

TNSAS	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00223
	Beta	0,997
	Kestirim Hatası	0,003533610
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00319 + 0{,}74760 R_{t-1}$	
TOASO	**Model**	(1,0,1)
	MS	0,00222
	Beta	0,997
	Kestirim Hatası	0,003799178
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00291 + 0{,}08065 R_{t-1}$	
TRKCM	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00167
	Beta	0,999
	Kestirim Hatası	0,001682599
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00323 + 0{,}04115 R_{t-1}$	
TUPRS	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00254
	Beta	0,998
	Kestirim Hatası	0,003075127
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00388 + 0{,}06100 R_{t-1}$	
VESTL	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00251
	Beta	0,996
	Kestirim Hatası	0,004379621
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00293 + 0{,}08738 R_{t-1}$	
YKBNK	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00233
	Beta	0,995
	Kestirim Hatası	0,004718121
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00364 + 0{,}09776 R_{t-1}$	

IMBK100	**Model**	(1,0,0)
	MS	0,00099
	Beta	0,991
	Kestirim Hatası	0,004193614
	Regresyon Denklemi	
	$R_t = 0{,}00232 + 0{,}13330R_{t-1}$	

3.2.3.2 Optimal Portföyün Belirlenmesi

Markowitz modeli'ne göre rasyonel yatırımcılar, fayda maksimizasyonu güdüsü altında iki farklı risk-getiri bileşimine göre hareket etmektedirler:

1) Belirli bir getiriyi kabul etmek koşuluyla riski minimize etmek ya da

2) Belirli bir riski kabul etmek koşuluyla getiriyi maksimize etmek.

Bu çalışma, belirli bir getiriyi kabul ederek riski minimize etme amacına yöneliktir. Bu amaç için, Markowitz'in Ortalama-Varyans modelinden hareket edilmiştir. Ortalama-Varyans modeli, çeşitlendirmenin yanı sıra, portföy kapsamındaki menkul değerlerin getirileri arasındaki ilişkinin portföy riskini önemli ölçüde etkilediğini söylemekte, bu riskin azaltılabilmesi için korelasyonları ters yönde olan menkul değerlerin seçilmesini önermektedir. Bir portföyün risk ölçüsü, VaR hesaplamasının da temelini oluşturan standart sapmadır.

Bu bağlamda optimal portföyün belirlenmesine yönelik yapılacak işlemlerde aşağıdaki parametrelerden yararlanılmıştır.

1) Bir hisse senedinin ortalama getirisi,

$$r_i = \frac{1}{n}\sum_{t=1}^{n} r_t$$

2) Bir hisse senedinin getirilerinin standart sapması,

$$\sigma_i = \sqrt{\frac{1}{n}\sum_{j=1}^{n}(r_i - \bar{r}_i)^2}$$

3) İki hisse senedinin getirileri arasındaki kovaryans,

$$\sigma_{ij} = \frac{1}{n}\sum_{n=1}^{N}\left[(r_{i,n} - \bar{r}_i)(r_{j,n} - \bar{r}_j)\right]$$

ya da

$$\sigma_{ij} = \rho_{ij}\sigma_i\sigma_j$$

4) İki hisse senedinin getirileri arasındaki korelasyon katsayısı

$$\rho_{ij} = \frac{\sigma_{ij}}{\sigma_i\sigma_j}$$

5) Portföyün ortalama getirisi;

$$r_{kp} = \sum_{i=1}^{N} w_i r_i$$

ya da

$$r_p = w_1 r_1 + w_2 r_2 + ... + w_N r_N = [w_1 w_2 ... w_N]\begin{bmatrix} r_1 \\ r_2 \\ : \\ r_N \end{bmatrix} = w'r$$

6) Portföyün getirilerinin varyansı,

$$\sigma_{r_p}^2 = \sum_{i=1}^{N} w_i^2\sigma_i^2 + \sum_{i=1}^{N}\sum_{j=1, j\neq 1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij} = \sum_{i=1}^{N} w_i^2\sigma_i^2 + 2\sum_{i=1}^{N}\sum_{j<1}^{N} w_i w_j \sigma_{ij}$$

ya da,

$$\sigma^2_{r_p} = [w_1 \ldots\ldots w_N] \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \sigma_{13} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \vdots & & & & \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \sigma_{N3} & \cdots & \sigma_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} w_1 \\ \vdots \\ w_N \end{bmatrix}$$

7) Portföyün varyans-kovaryans matrisi ise, hisse senetlerinin standart sapma matrisinin korelasyon matrisi ile çarpımlarına eşittir

$$\Sigma = \begin{bmatrix} \sigma_1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sigma_2 & 0 & \vdots \\ \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \cdots & 0 & \sigma_N \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & \rho_{12} & \cdots & \rho_{1N} \\ \rho_{21} & 1 & & \rho_{2N} \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ \rho_{N1} & \rho_{N2} & \cdots & 1 \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \sigma_{11} & \sigma_{12} & \cdots & \sigma_{1N} \\ \sigma_{21} & \sigma_{22} & & \\ \vdots & & \ddots & \\ \sigma_{N1} & \sigma_{N2} & \cdots & \sigma_N \end{bmatrix}$$

8) Portföy VaR'ı,

$$VaR_p = -\alpha\sqrt{w'\Sigma w}$$

Bu hesaplamalar kullanılarak optimal portföyün belirlenmesine ilişkin olarak sırasıyla şu işlemler yapılmıştır.

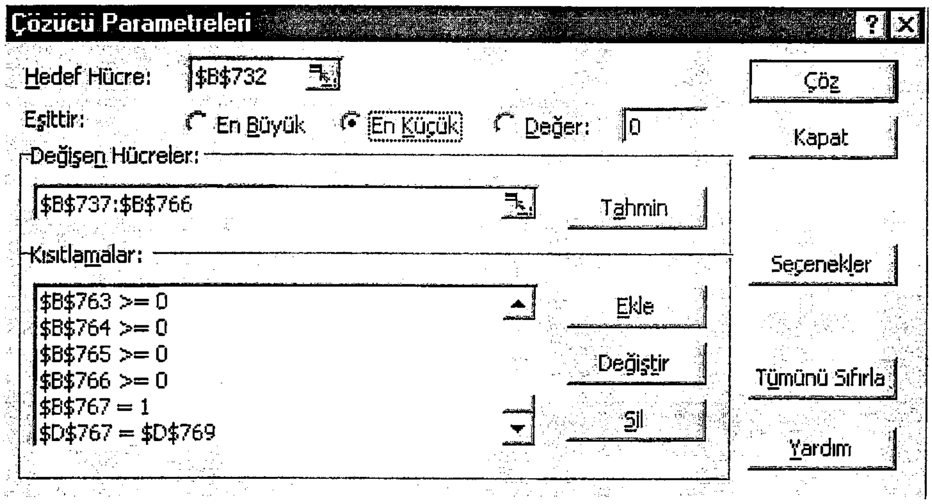
1) Hisse senetlerinin 24.07.2000-10.03.2003 tarihleri arasındaki günlük getirileri veri kabul edilerek Excel XP yazılımında bulunan "*veri çözümleme*" işlevi yardımıyla IMKB Ulusal-30 portföyünün Varyans-Kovaryans ve Korelasyon matrisleri (30 x 30) oluşturulmuştur(Bkz:EK3-Tablo 1 ve Tablo 2).

   Korelasyon matrisi incelendiğinde, varyansı en yüksek günlük getirisi ise en düşük hisse senedi olmasında rağmen, YKBNK hisse senedinin -ters yönlü olmamakla birlikte- diğer senetlerle en düşük korelasyona sahip hisse senedi olduğu görülmektedir. Sırasıyla, AEFES, AKENR, PTOFS, TCELL, TNSAS ve MIGRS hisse seneleri için de aynı yorumu yapmak mümkündür. Bunun yanında, getirisi görece yüksek, riski ise düşük olmasında rağmen AKBNK hisse senedi diğer hisse senetleriyle oldukça yüksek derecede korelasyonludur. AKBNK hisse senedini sırasıyla, AKSA, AKGRT, TUPRS, DYHOL, VSTEL ve SISE hisse senetleri izlemektedir.

Tekil olarak bakıldığında ise en yüksek korelasyonun %87 ile DYHOL ile DOHOL hisse senetleri arasında olduğu gözlenmektedir. Bu durumun her iki senedin de aynı gruba bağlı holdinglere ait hisse senetleri olmasından kaynaklandığı söylenebilir. Aynı şekilde %82'yle SAHOL ile AKBNK senetleri ve yine SAHOL ile KCHOL arasında yüksek korelasyon olduğu görülmektedir. Bunun yanında, en düşük korelasyon %34'yle YKBNK ile AEFES hisse senetleri arasında gerçekleşmiştir. Bu senetleri sırasıyla %41 ile yine YKBNK - MIGRS, %42 ile AEFES – PTOFS ve %43 ile YKBNK – TNSAS korelasyonları izlemektedir. Aynı gruba bağlı kuruluşlar olmasına rağmen YKBNK ile TCELL hisse senetleri arasında diğer senetlere korelasyonun düşük çıkması(%54) dikkat çekicidir.

2) Eşit ağırlıklı portföyün varyansını elde edebilmek için varyans-kovaryans matrisi eşit ağırlık vektörleriyle(satır ve sütun) çarpılarak toplamları alınmıştır. Buna göre eşit ağırlıklı İMKB Ulusal-30 portföyünün varyansı 0,00129129, standart sapması 0,03593446, ortalama getirisi ise, 0,00062844 olarak bulunmuştur(Bkz: EK3-Tablo 3A ve Tablo 3B).

3) Açığa satışa izin verilmeyen Optimal İMKB Ulusal-30 portföyünün belirlenebilmesi için Excel XP yazılımının "*çözücü*" işlevinden yararlanılmıştır. Aşağıda gösterilmiş olan "*Çözücü Parametreleri*" penceresinde hedef hücre olarak eşit ağırlıklı İMKB Ulusal-30 portföyünün varyansı seçilmiştir. Çözücü işlevi kullanılırken, portföy varyansının minimum olması beklenmektedir. Bu nedenle "en küçük" seçeneğinin seçilmiş olması gerekmektedir. Burada yapılması gereken bir başka işlem de çözümde uyulacak kısıtların belirlenmesidir. Kısıt olarak öncelikle her bir hisse senedinin ağırlıklı ortalamalarının toplamının 1'e eşitlenmesi ve elde edilmek istenen getirinin ne olacağının belirlenmesi gerekmektedir. Bu işlem sırasında yatırımcının en az İMKB Ulusal-100 endeksi kadar getiri elde etmek istediği varsayılmıştır. Ayrıca açığa satış olmama varsayımı nedeniyle her bir hisse senedinin ağırlığının 0'a eşit ya da 0'dan büyük olması gerektiği çözücü parametrelerinde kısıt olarak tanımlanmış olmalıdır.



Bu kısıtlar altında çözücü, seçilen getiriye göre minimum varyansı verecek olan hisse senedi ağırlıklarını hesaplayacaktır. Çözücü işlevi sırasında hesaplama kısıtları olarak, zaman sınırı 1000 saniye, tekrar sayısı 10.000, duyarlılık 0,00001, tolerans sınırı %5 ve yakınsama katsayısı 0,0001 olarak alınmıştır.

Yukarıda belirtilen kısıtlar altında, optimal İMKB Ulusal-30 portföyünün hisse senedi ağırlıkları yaklaşık olarak şu şekilde hesaplanmıştır:

Hisse Senedi	Ağırlığı	Hisse Senedi	Ağırlığı
AEFES	0,1604	ISCTR	0,0000
AKBNK	0,0000	KCHOL	0,0000
AKENR	0,2013	MIGRS	0,3250
AKSA	0,0000	NETAS	0,0865
AKGRT	0,0000	PETKM	0,0000
ALARK	0,0658	PTOFS	0,0384
ARCLK	0,0000	SAHOL	0,0000
DOHOL	0,0000	SISE	0,0000
DYHOL	0,0000	TCELL	0,0078
ENKAI	0,0000	TNSAS	0,0756
EREGL	0,0000	TOASO	0,0000
FINBN	0,0000	TRKCM	0,0000
FROTO	0,0000	TUPRS	0,0000
GARAN	0,0000	VSTEL	0,0000
HURGZ	0,0000	YKBNK	0,0393

Bu durumda yeni ağırlıklarla hesaplanan portföyün varyansı İMKB Ulusal-100 getirisi koşulunu sağlayan minimum varyans olacaktır. Görüldüğü gibi, minimum varyans koşuluna ulaşabilmek için çözücü, AEFES, AKENR, ALARK, MIGRS, NETAS, PTOFS, TCELL, TNSAS ve YKBNK hisse senetleri dışındaki hisse senetlerini portföy kapsamı dışında tutmuştur. Belirlenmiş kısıtlar altında çözücü, Ortalama-Varyans modeline göre riski(varyans ya da standart sapma) ve diğerlerine göre korelasyonu düşük senetleri portföyde tutmaya çalışmaktadır. Nitekim, FINBN hisse senedi ortalama günlük getirisi en yüksek hisse senedi olmasında rağmen korelasyon katsayısı ve riski görece oldukça yüksek olduğundan portföy kapsamına alınmamıştır. Benzer şekilde AKBNK, ARCLK, ENKAI, FROTO, KCHOL, TOASO ve TRKCM hisse senetleri de kapsam dışında tutulmuştur. Ayrıca, AKSA, AKGRT, DOHOL, DYHOL, EREGL, GARAN, HURGZ, ISCTR, PETKM SAHOL, SISE, TUPRS ve VESTL hisse senetleri de getirileri yüksek olmasına rağmen görece risklerinin yüksek olduğundan portföy kapsamından çıkarılmıştır.

Bu açıklamalar ışığında, getiri-risk ve korelasyon bileşimine göre çözücü tarafından portföy kapsamında tutulan senetler arasında en yüksek ağırlıkları sırasıyla yaklaşık %32,50 ile MIGRS, %20,13 ile AKENR ve %16,04 ile AEFES senetleri almıştır. En düşük ağırlıklar ise, yaklaşık binde 7,8 ile TCELL, %3,80 ile PTOFS ve %3,93 ile YKBNK hisse senetlerinde gerçekleşmiştir. Çözücü tarafından portföy kapsamında tutulan dokuz adet hisse senedinden oluşan optimal portföyün varyansı 0,00108886, standart sapması 0,03299790, getirisi ise İMKB Ulusal-100 endeksinin getirisi olan 0,00026076 olarak belirlenmiştir. (Bkz: EK3, Tablo 4A ve Tablo 4B). Dikkat edilirse, getiri kısıtı altında optimal portföyün varyansı eşit ağırlıklı portföyün varyansından düşük çıkmaktadır (0,00108860<0,00129129). Bu durum, kurulan modelin geçerliliğine ilişkin önemli bir gösterge olarak kabul edilebilir.

Yukarıdaki işlemi açığa satış durumunda da yapmak mümkündür. Bu durumda çözücüyü çalıştırmadan önce her bir hisse senedinin ağırlıkları üzerindeki kısıtların ($w_i \geq 0$) kaldırılması gerekmektedir.

3.2.3.3 Optimal Portföyün VaR Değerinin Tahmin Edilmesi

Normal dağılım koşulu altında sapma cinsinden bir portföyün günlük VaR'ı güven aralığı değeri ile riskinin yani standart sapmasının çarpımına eşittir.

$$VaR_p = -\alpha\sqrt{w\Sigma w} \quad \text{ya da } VaR_p = -\alpha\sigma_p$$

Buna göre, örneğin %95 güven aralığına göre, optimal portföyün 10 Mart 2003 tarihindeki günlük VaR değeri,

$VaR_p = -\alpha\sigma_p = -1{,}65 \times 0{,}03299790 \approx 0{,}054$ şeklinde hesaplanabilir[8].

Aynı şekilde, %95 güven aralığına göre eşit ağırlıklı İMKB Ulusal-30 portföyünün günlük VaR değeri ise, yaklaşık olarak 0,059 olarak hesaplanmıştır. Görüldüğü gibi, optimal portföyün VaR değeri de eşit ağırlıklı portföyün VaR değerinden düşük çıkmaktadır.

Bununla birlikte bir yatırımcı, yatırım stratejisini belirlerken portföyünün hesaplama tarihinden bir gün sonraki günlük VaR değerini önceden bilmek isteyebilir. Bunun için öncelikle, portföyündeki hisse senetlerinin getirilerini tahmin etmesi gerekmektedir. Her bir hisse senedi için analizi yapılan ARIMA modelinin sunduğu regresyon denklemleri bu aşamada devreye girmektedir. Her bir hisse senedi için regresyon denklemleri çalıştırılarak istenilen gün için tahmini getirileri elde etmek mümkündür.

Bu amaçla optimal portföyün bir gün sonraki günlük VaR değerini tahmin edebilmek için portföye dahil her bir hisse senedinin regresyon denklemlerinden hareket edilerek günlük getirileri tahmin edilmiştir. Buna göre, portföydeki hisse senetlerinin hesaplama tarihinden bir gün sonraki gerçekleşen getirileri ile tahmini getirileri şöyledir:

[8] Farklı güven aralıkları ve elde tutma sürelerine göre de hesaplama yapmak mümkündür. Bkz: Konu başlığı 2.4.3.

Tablo 6
Portföy Kapsamındaki Hisse Senetlerinin Tahmin Dönemindeki Getirileri

Hisse	Gerçekleşen	Tahmini	Hisse	Gerçekleşen	Tahmini
AEFES	-0,01980	-0,02751	ISCTR	0,00000	0,00649
AKBNK	-0,03644	-0,01556	KCHOL	-0,01538	0,00224
AKENR	0,00000	1,53534	MIGRS	0,00000	0,00390
AKGRT	0,01973	0,00966	NETAS	0,00000	0,00528
AKSA	-0,03333	0,00485	PETKM	-0,01515	0,00491
ALARK	0,01333	0,00707	PTOFS	-0,01852	0,00375
ARCLK	0,00000	0,00433	SAHOL	0,00000	0,00573
DOHOL	-0,02000	0,00202	SISE	0,00000	0,00389
DYHOL	0,00000	0,00245	TCELL	-0,01064	-0,07251
ENKAI	0,00000	0,00636	TNSAS	0,00000	0,03384
EREGL	-0,01515	0,00156	TOASO	0,01220	0,00388
FINBN	0,00000	0,00404	TRKCM	0,01471	0,00385
FROTO	0,00000	0,00342	TUPRS	0,00000	0,00461
GARAN	0,00000	0,00386	VSTEL	0,00000	0,00415
HURGZ	-0,01299	0,00298	YKBNK	0,01493	0,00364

Tablo 6'daki verilere göre tahminin geçerli olup olmadığını görebilmek için Excel XP yazılımı kullanılarak optimal portföyün tahmin dönemindeki hem gerçekleşen hem de tahmini varyansları hesaplanmıştır. (Bkz: EK3, Tablo 5A ve Tablo 5B ile Tablo 6A ve Tablo 6B)

Tablo 7'de her iki duruma göre elde edilen sonuçlar görülmektedir.

Tablo 7
Optimal Portföyün Tahmin Dönemindeki Parametreleri

Parametreler	Gerçekleşen	Tahmini	Sapma
Ortalama Getiri	0,00025566	0,00073365	-0,00047799
Varyans	0,00108752	0,00151538	-0,00042786
Standart Sapma	0,03297757	0,03892784	-0,00595027
VaR(c = %95)	**0,05441298**	**0,06423093**	**-0,00981804**

3.3 Sonuçların Değerlendirilmesi

Yapılan analiz sonucunda genellikle birinci dereceden otoregresif süreç (1,0,0) ile birinci dereceden karma süreçte(1,0,1) anlamlı sonuçların ortaya çıktığı görülmektedir. Dolayısıyla *fark alma* işlemine geçilmemiştir. Bu açıdan bakıldığında model sonuçlarının ARMA modeline uygun düştüğü söylenebilir. Buna göre, AKSA, ARCLK, ENKA, FINBN, FROTO, GARAN, HURGZ, ISCTR, KCHOL, MIGRS, NETAS, PETKM, PTOFS, SISE, TNSAS, TOASO, TRKCM, TUPRS, VESTL ve YKBNK senetleri ile IMKB100 endeksi, (1,0,0) modelinde kabul edilebilir düzeyde anlamlı sonuçlar vermiştir. AKBNK ve DOHOL senetlerinde ise (1,0,1) karma sürecinde sonuçlar anlamlı çıkmıştır.

Kalıntı değerlerinin varyansı en düşük olan modelin seçilmesi gerektiği daha önce belirtilmişti. Bununla birlikte örneğin, ikinci dereceden otoregresif süreçde (2,0,0) KCHOL hisse senedinin kalıntı değerlerinin varyansı (1,0,0) modeline göre düşük olmasına rağmen, varyanslar arasındaki fark binde birden daha düşük ve beta anlamlılık düzeyi diğer modele göre daha yüksek olduğundan tutumluluk ilkesi gereği (1,0,0) modeli tercih edilmiştir. Aynı durum, AKSA, PETKM, HURGZ VE SAHOL senetleri için de söz konusudur[9].

ARIMA modellerinde ikinci ve üçüncü dereceden modellere pek sık rastlanmamasına rağmen, AEFES, AKENR, AKGRT, DOHOL ve TCELL senetleri ancak, ikinci ve üçüncü dereceden karma modeller uygulandığında anlamlı sonuçlar üretmiştir. Ayrıca AKENR senedinin birinci otoregresif parametresi ile birinci gecikme parametresi 1'den büyük çıkmıştır. Bu, hesaplanan modelin durağan olmama yani belirli bir trend gösterme eğiliminde olabileceği anlamına gelmektedir. Tutumluluk ilkesi, bu modellerin tercih edilmesinin tahminde yanıltıcı olacağını söylemektedir. Bunu önlemenin yollarından biri fark alma yöntemidir. Ancak fark alma durumunda varyansın artması ve otokorelasyonların değişmesi tehlikesi bulunmaktadır. Bu da yanlış modelin seçilmesine neden olabilmektedir.

[9] Bkz: EK2.

Optimal portföyün belirlenmesinde açığa satışa izin verilmediği varsayılmış ve varyans hedefi olarak eşit ağırlıklı portföyün varyansı alınmıştır. Ancak varyans hedefi olarak hisse senetlerinin endeks içindeki paylarına göre oluşturulmuş portföyün varyansı da alınabilir.

Aşağıdaki tabloda optimal portföyün belirlenmesi ve hesaplama gününden bir gün sonraki optimal portföy VaR'ının tahminine ilişkin toplu sonuçlar verilmiştir.

Tablo 8
IMKB Ulusal-30 Portföyüne İlişkin Genel Değerlendirme Sonuçları

	HESAPLAMA DÖNEMİ		TAHMİN DÖNEMİ(Optimal Portföy)		
Parametreler	**Eşit Ağırlıklı**	**Optimal**	**Gerçekleşen**	**Tahmini**	**Sapma**
Ortalama Getiri	0,00062844	0,00026076	0,00025566	0,00073365	-0,00047799
Varyans	0,00129129	0,0010886	0,00108752	0,00151538	-0,00042786
Standart Sapma	0,03593446	0,03299790	0,03297757	0,03892784	-0,00595027
VaR(c = %95)	**0,05929186**	**0,0544654**	**0,05441298**	**0,06423093**	**-0,00981804**

Tablodan anlaşılacağı gibi, bazı hisse senetlerinde ARIMA modeli tutarlılık ilkesine aykırı sonuçlar vermiş olmasına rağmen gerçekleşen değerler ile tahmin edilen değerler arasındaki sapma oldukça düşük çıkmıştır. Bu da kurulan modelin sağlamlığını desteklemektedir.

SONUÇ

Son on yıl içerisinde küreselleşme sürecindeki gelişmeyle paralel olarak, portföy yatırımlarının üzerindeki kısıtların ortadan kalkması, ülkeler arasındaki fon transferini kolaylaştırmış, bu da yüklenilen riskin çeşitliliğini ve derecesini artırmıştır. Ortaya çıkan bu yeni durum, uluslararası kurumsal yatırımcılar ile risk yönetimi alanında çalışan akademisyenleri hesaplaması daha kolay, daha hızlı ve daha etkin bir raporlama olanağı sağlayan yeni risk ölçüm yöntemlerinin geliştirilmesi yönünde zorlamıştır. Value-at-Risk yöntemi, bu gereksinmeye bağlı olarak ortaya çıkan ve son yıllarda en çok kullanılan yöntemlerden biri olmuştur.

Value-at-Risk hesaplamasında kullanılacak kriterler ve hesaplama yöntemlerine ilişkin olarak Basle Komitesi'nin aldığı kararlar zaman içerisinde bir standart haline gelmiştir. Bu bağlamda, Basle Komitesi VaR hesaplamasında Varyans-Kovaryans Yaklaşımı, Tarihi Simülasyon Yaklaşımı ve Monte Carlo Yaklaşımı olmak üzere her biri kendi içerisinde farklı yöntemler sunan üç temel yaklaşım önermektedir:

Varyans-Kovaryans Yaklaşımı'nın sunduğu yöntemlerden biri olarak Delta-Normal Yöntem portföy VaR'ını, menkul değerlerin delta'ları, yani mal fiyatları, hisse senedi endeksleri gibi risk faktörlerine karşı duyarlılıkları ile ölçmektedir. Dolayısıyla bu yöntemde piyasa risk faktörlerinin portföy riskine katkısı doğrudan doğruya ölçülebilmektedir. Bununla birlikte birinci dereceden duyarlılıkları ölçmesi nedeniyle doğrusal olmayan portföylerde uygulanması oldukça güç bir yöntemdir. Diğer bir Varyans-Kovaryans Yaklaşımı yöntemi olan Beta yöntemi ise, Sharpe'ın tek endeks modeline dayanmaktadır. Normal Yöntem'e göre hesaplama kolaylığı bakımından tercih edilebilir bir yöntemdir. Ancak bu yöntem, portföy kapsamındaki menkul değerlerin risklerini sistematik risk yani piyasa portföyü getirisine karşı duyarlılıkları ile açıklamakta sistematik olmayan riski devre dışı bırakmaktadır.

Tüm Varyans-Kovaryans Yaklaşımı yöntemlerinin temel varsayımı portföy kapsamındaki menkul değerlerin getirilerinin dolayısıyla da portföy getirisinin normal dağıldığıdır. Yaklaşımın kuramsal altyapısının tümü normal dağılım varsayımı temeline oturtulmuştur. Monte Carlo Simülasyonu, Tarihi Simülasyon ve Delta-Gamma Yöntemi gibi sofistike yaklaşımların yanında hesaplamada kolaylık ve hızlılık bakımından oldukça sık kullanılır bir yaklaşım olmasına rağmen, normal dağılım varsayımı en zayıf noktasıdır. Çünkü, gerçekte menkul değerlerin getirileri çoğunlukla normal dağılım koşuluna uymamaktadır. Bunun yanı sıra gerçek dağılımı normalize etmek için pek çok istatistiksel yöntem bulunmaktadır. Bu durumda da portföy VaR'nın olduğundan düşük hesaplanma riski söz konusu olabilmektedir. Ancak, sonuçları güvenilir bir yaklaşım olmasına rağmen getirileri doğrusal olan bir portföyde Monte Carlo Simülasyonu yaklaşımı yerine Varyans-Kovaryans Yaklaşımı'nın kullanılması daha doğrudur. Çünkü doğrusal nitelikli bir portföyde her iki yaklaşım da birbirine yakın sonuçlar üretmektedir. Bu bakımdan, hesaplamadaki kolaylık ve hızlılık nedeniyle Varyans-Kovaryans Yaklaşımı yeğlenmelidir.

Monte Carlo Simülasyonu ve Tarihi Simülasyonu Yaklaşımı gibi sofistike yaklaşımlar portföy VaR'ının tahmininde Varyans-Kovaryans Yaklaşımı'na göre çok daha güçlüdür. Tarihi Simülasyon Yaklaşımı, menkul değerlerin geçmiş getirilerinden hareket ettiğinden Monte Carlo Simülasyonu'na göre daha basit bir yaklaşım olmakla birlikte yaklaşımın bu özelliği aynı zamanda en önemli zayıflığıdır. Ayrıca portföy VaR'ını tek bir fiyat denkleminden hareket ederek tahmin etmeye çalışmaktadır. Oysa Monte Carlo Simülasyonu'nda olduğu gibi değişik senaryolara göre pek çok fiyat denklemi üretilerek en uygun portföy VaR'ını hesaplamak mümkündür. Bununla birlikte hesaplama süresinin uzunluğu, hesaplama maliyetinin yüksekliği ve uzmanlık düzeyinde bilgi birikimi gerektirmesi nedeniyle oldukça yoğun biçimde eleştirilmektedir. Yaklaşımın bu sakıncası bileşimleri ve kapsamındaki menkul değerlerin ağırlıkları sürekli değişen büyük portföylerde daha belirgin bir şekilde ortaya çıkmaktadır. Çünkü Value at Risk yöntemi, portföy yatırımlarında stratejik bir araç olarak kullanılmaktadır. Portföy yatırımcıları alım satım kararı vermeden önce alacakları kararın portföy VaR'ı üzerindeki etkisini eş-anlı olarak görmek istemektedirler. Dolayısıyla hesaplamada geçecek on dakika bile bu tür portföyler için oldukça uzundur. O nedenle bu yaklaşım, portföy yatırımları ile ilgilenen her kurumun kendi risk değişkenlerine özgü tasarlanmış özel paket programlar gerektirmektedir ki, bu oldukça maliyetlidir. Bunun yanı sıra uzmanlaşmış bilgi birikimi gerektirdiğinden model kullanıcılarını bu alanda hizmet veren kuruluşlara bağımlı hale getirebilmektedir.

Bu çalışmada, portföy VaR'ının tahmin edilmesinde temel olarak IMKB Ulusal-30 endeksi portföyü alınmıştır. Bunun nedeni, bu endeks kapsamındaki hisse senetlerinin getirilerinin genellikle spekülatif hareketlerden uzak ve istikrarlı bir seyir göstermesidir.

Portföy VaR'ının tahmin edilebilmesi için öncelikle portföyü oluşturan her bir hisse senedinin getirilerinin tahmin edilmesi gerekmektedir. Sağladığı tutumluluk ilkesi (parsimony) nedeniyle otoregresif tahmin modellerinden biri olan ARIMA model kurma yöntemi tercih edilmiştir. ARIMA modeli, kısa süreli tahminler için oldukça başarılı bir yaklaşım sunmaktadır. Analizde IMKB Ulusal-30 endeksi kapsamındaki her bir hisse senedinin borsaya kote tarihinden itibaren 10 Mart 2003 tarihine kadarki günlük getirileri veri olarak alınmıştır. ARIMA modelinin en büyük özelliği, ele alınan zaman serisini oluşturan tesadüfiliği mümkün olan en az sayıda parametre ile tahmin edebilmesi ve kısa süreli tahminler için güvenilir sonuçlar üretebilmesidir.

Yapılan analiz sonucunda AKSA, ALARK, FROTO, GARAN, HURGZ, ISCTR, KCHOL, MIGRS, ARCLK, ENKAI, EREGL, FINBN, NETAS, PETKM, PTOFS, SISE, TNSAS, TRKCM, TUPRS, VESTL ve YKBNK hisse senedi (1,0,0) modelinde anlamlı sonuçlar üretmiştir. AKBNK, DOHOL ve SAHOL hisse senetlerinde ise(1,0,1) modelinde sonuçlar anlamlı çıkmıştır. ARIMA modeli genellikle (1,0,0) ve (1,0,1) modellerinde tutumluluk ilkesine uygun olarak anlamlı sonuçlar üretmektedir. Bunun anlamı, ikinci dereceden otoregresif süreçlerin (2,0,0) ARIMA modellerinde pek sık rastlanmadığıdır.

Yukarıdaki durumdan farklı olarak, görüldüğü gibi AEFES (3,0,3), AKENR (2,0,2), AKGRT (2,0,1) ve TCELL (2,0,2) senetlerinde tutumluluk ilkesi geçerli olmamıştır. Bunun dışında AKENR senedinin ARIMA modeline göre hesaplanan birinci dereceden otoregresif parametresi ile birinci dereceden hareketli ortalama parametresi birden büyük çıkmıştır. Bu durum, AKENR senedinin günlük getirilerini tahmin modelinin durağanlıktan uzaklaşması olasılığını artırmaktadır. Ancak, AKENR senedi dahil ikinci ve üçüncü dereceden karma modeller ile ikinci dereceden otoregresif modellere uygun düşen senetlerin seçilmesinin nedeni denenen diğer tüm modeller arasından kestirim hatalarının varyanslarının en düşük ve kalıntı değerlerinin herhangi bir dağılım modeline uygun düşmemesidir. Ele alınan tüm hisse senetlerinde yapılan analizde *fark alma* işlemine gerek kalmamıştır. Bu açıdan, uygulanan tüm modellerin ARMA(Autoregresif Moving Average) modeline uygun düştüğünü söylemek mümkündür.

Portföy VaR'ının hesaplanmasında ise Varyans-Kovaryans Yaklaşımı yöntemlerinden biri olan ve Markowitz'in Ortalama-Varyans modeline dayanan Normal Yöntem yeğlenmiştir. Bunun nedeni, IMKB Ulusal-30 endeksi kapsamındaki hisse senetlerinin getirilerinin doğrusal nitelikli olması ve sağladığı hesaplama kolaylığıdır. Bunun yanı sıra hesaplamalarda güven aralığı %95 olarak kabul edilmiştir.

İMKB Ulusal-30 portföyü oluşturulmadan önce portföy kapsamındaki hisse senetlerinin tanımlayıcı istatistik değerlerine bakıldığında (Tablo 4) ortalama getirisi en yüksek hisse senedinin AKBNK, en düşük hisse senedinin de YKBNK olduğu görülmektedir. Aynı zamanda YKBNK hisse senedi varyansı en yüksek olan hisse senedidir. Varyansı en düşük olan hisse senedi ise 0,001397 ile AKENR hisse senedidir. Hisse senetleri arasındaki korelasyona bakıldığında ise(EK1, Tablo 2), YKBNK hisse senedinin diğerlerine göre en düşük korelasyon derecesine sahip olması dikkat çekicidir. AEFES, AKENR, PTOFS, TCELL, TNSAS ve MIGRS hisse senelerinin korelasyonları da görece daha düşüktür. Tekil olarak bakıldığında ise en yüksek korelasyonun DYHOL ile DOHOL hisse senetleri arasında olduğu gözlenmektedir. Bu durumun her iki senedin de aynı gruba bağlı holdinglere ait hisse senetleri olmasından kaynaklandığı söylenebilir. Aynı şekilde SAHOL ile AKBNK senetleri ve yine SAHOL ile KCHOL arasında yüksek korelasyon olduğu görülmektedir. Bunun yanında en düşük korelasyon ise, YKBNK ile AEFES hisse senetleri arasında ortaya çıkmaktadır. Bu senetleri sırasıyla YKBNK - MIGRS, AEFES – PTOFS ve YKBNK – TNSAS korelasyonları izlemektedir. Aynı gruba bağlı kuruluşlar olmasına rağmen YKBNK ile TCELL hisse senetleri arasında diğer senetlere göre korelasyonun düşük çıkması(%54) dikkat çekicidir.

Optimal portföy oluşturulurken öncelikle eşit ağırlıklı bir portföy oluşturulmuş ve varyansı hesaplanmıştır. Oluşturulan eşit ağırlıklı portföyün varyansı yaklaşık olarak 0,0013, standart sapması 0,0359, günlük getirisi ise 0,00062844 olarak bulunmuştur. Bu portföyün VaR değeri ise yaklaşık olarak 0,059 çıkmıştır. Markowitz yaklaşımından hareketle varyansı minimum olan optimal portföyün seçiminde belirli bir getirinin hedeflenmiş olması gerekmektedir. Burada Microsoft Excel XP yazılımının çözücü işlevinden yararlanılarak ağırlıkları toplamı bire eşit, hedef getirisi hesaplama tarihindeki İMKB Ulusal-100 endeksi günlük getirisi olan portföyün ağırlıkları hesaplatılmıştır. Ayrıca varyans hedefi olarak da eşit ağırlıklı portföyün varyansı esas alınmıştır. Bu kısıtlar altında çözücü, AEFES, AKENR, ALARK, MIGRS, NETAS, PTOFS, TCELL, TNSAS ve YKBNK hisse senetleri dışındaki hisse senetlerini portföy kapsamı dışında tutarken en yüksek ağırlığı %32,50 ile MIGRS hisse senedi en düşük ağırlığı ise, binde 7,8 ile TCELL hisse senedine vermiştir. Çözücünün belirlediği optimal ağırlıklara göre günlük getirisi İMKB Ulusal-100 endeksi günlük getirisine eşit ve dokuz adet hisse senedinden oluşan optimal portföyün varyansı yaklaşık 0,0011 olarak hesaplanmıştır (EK 3., Tablo 4-A ve Tablo 4-B). Burada optimal portföyün varyansı eşit ağırlıklı portföyün varyansından düşük olduğundan(0,0011<0,0013) modelin doğru çalıştığı söylenebilir. Optimal portföyün VaR değeri ise yaklaşık 0,0054 bulunmuştur.

Çalışmada cevabı aranan bir diğer soru da, hesaplama tarihinden bir gün sonraki portföy VaR'ının ne olabileceğidir. Bu soruya cevap verebilmek için öncelikle ARIMA analizinden elde edilen regresyon denklemlerinden hareket edilerek optimal portföyü oluşturan her bir hisse senedinin hesaplama tarihindeki bir gün sonraki günlük getirileri tahmin edilmiştir. Daha sonra tahmini günlük getiriler hesaplamalara dahil edilerek bir gün sonraki optimal portföyün varyansı yeniden hesaplanmıştır (Ek 3., Tablo 6-A ve Tablo 4-B). Buna göre optimal portföyün tahmini varyansı yaklaşık olarak 0,00152, tahmini standart sapması 0,0389 ve tahmini günlük getirisi ise 0,000734'tir. Bu portföyün bir gün sonraki tahmini VaR değeri ise yaklaşık 0,064 olarak hesaplanmıştır.

Modelin geçerliliğinin test edilebilmesi için aynı hesaplamalar gerçekleşen verilere göre yeniden yapılmış, optimal portföyün gerçekleşen varyansı yaklaşık olarak 0,0011, standart sapması 0,0330, günlük getirisi ise 0,000256 olarak bulunmuştur. Bu portföyün gerçekleşen VaR değeri ise yaklaşık 0,054 olarak hesaplanmıştır. Tahmin aralığı günlük olmakla birlikte yaklaşık binde 9'luk bir sapma söz konusudur. Yukarıda değinilen bazı hisse senetlerinde ikinci dereceden otoregresif modeller yeğlenmiş olmasına rağmen ortaya çıkan bu sapmanın kabul edilebilir sınırlar içerisinde kaldığı söylenebilir.

Optimal portföyün belirlenmesinde eşit ağırlıklı portföyün varyans hedefi yerine, söz konusu hisse senetlerinin endeks kapsamındaki ağırlıklarına göre hesaplanmış varyansı da alınabilir. Ya da her ikisine göre de birlikte hesaplanarak hangisinin daha iyi sonuç verdiği görülebilir. Ayrıca bu çalışmada oluşturulan optimal portföyde açığa satışa izin verilmediği varsayılmıştır. Açığa satış isteniyorsa portföy kapsamındaki hisse senetlerinin ağırlıkları ile ilgili kısıt ($w_i \geq 0$) kaldırılarak hesaplamalar yeniden yapılmalıdır.

Bu çalışmanın yararı şu noktada ortaya çıkmaktadır: Eğer bir yatırımcı portföy VaR'ının tahmin edilmesinde güçlü bir model oluşturduğuna inanıyorsa, bir gün sonraki İMKB Ulusal-100 endeksinin günlük getirisini de tahmin ederek o günkü portföyünün optimal ağırlıklarını bugünden saptayabilmekte, olması muhtemel yeni durum için yatırım stratejisini belirleyebilmektedir. Nitekim, bu düşünceyi destekleyici olması bakımından optimal portföyün belirlenmesi sırasında yürütülen süreç tahmin dönemi için de denenmiştir. Hedef getiri olarak tahmini İMKB Ulusal-100 getirisi alınarak model yeniden çalıştırıldığında çözücünün, ağırlığı yaklaşık %20,13 olan AKENR hisse senedini portföy bileşiminden çıkarırken yerine yaklaşık binde 2 oranında AKGRT hisse senedini dahil ettiği görülmektedir. Bununla birlikte ALARK hisse senedi ile PTOFS hisse senetlerinin ağırlığı yaklaşık bir kat artmaktadır. Ağırlıktaki en belirgin artış ise yaklaşık beş kat artışla TCELL hisse senedinde gözlenmektedir.

AKENR hisse senedinin portföy kapsamından çıkarılmasının en önemli nedeni, önceki güne göre tahmini riskinin(standart sapmasının) yaklaşık bir kat artış göstermesidir. Belirlenen yeni ağırlıklara göre tahmini optimal portföyün VaR değeri ise yaklaşık 0,055 olarak hesaplanmıştır. Dolayısıyla, modelin sunduğu ağırlıklara göre yatırımcının portföy bileşimini değiştirmesi durumunda tahmini portföy VaR'ı yaklaşık 0,064'den 0,055'e düşmektedir. Tahmin edilen ağırlıklar gerçekleşen verilere uygulandığında gerçekleşen optimal portföy VaR'ı(=0,05486993) ile tahmini optimal portföy VaR'ı(=0,05487299) arasında dikkate değer bir sapma olmadığı görülmektedir. Bu sonuç, modelin güvenilirliğini destekleyici niteliktedir.

Sonsöz olarak yatırımcı, stratejik bir araç olarak bu çalışmada sunulan model yardımıyla tahmin ettiği verilere göre portföy bileşimini önceden değiştirerek optimal portföyünün VaR değerini düşürme olanağına sahip olabilmektedir.

KAYNAKÇA

I- KİTAPLAR

AKDİ, Yılmaz. **Zaman Serisi Analizi**. Ankara: Bıçaklar Kitabevi, 2003.

AKGÜÇ, Öztin. **Finansal Yönetim.** 6. Baskı, İstanbul: Muhasebe Enstitüsü Yayınları, 1996.

AKGÜL, Işıl. **Zaman Serisinin Analizi ve ARİMA Modelleri.** İstanbul: Der Yayınları, 2003.

ARMUTLULU, İsmail Hakkı. **İşletmelerde Uygulamalı İstatistik**, Alfa Yayınları, İstanbul:2000

BATU, Fahri. **Uygulamalı İstatistik Yöntemler**, Karadeniz Teknik Üniversitesi Yayınları, Trabzon: 1995.

BEST, Philip W. **Implementing Value at Risk**, John Wiley & Sons Inc., England: 1998.

BODIE, Zvi. Alex KANE, Alan J. MARCUS. **Investment**. USA: Irwin McGraw-Hill, 1999.

BOLAK, Mehmet. **Finans Mühendisliği, Kavramlar ve Araçlar.** İstanbul: Beta Yayınları, 1998.

BOX, G., G.JENKINS. **Time Series Analysis: Forecasting and Control.** USA:1987.

BREALEY, Richard A. Stewart C. MYERS. Alan J. MARCUS. **İşletme Finansının Temelleri**. Çev. Ünal Bozkurt ve diğerleri, İstanbul: Literatür Yayınları, 1997.

CEYLAN, Ali. **İşletmelerde Finansal Yönetim.** Bursa: Ekin Kitapevi Yayınları, 2001.

CEYLAN, Ali. Turhan KORKMAZ. **Borsada Uygulamalı Portföy Yönetimi.** 3. Baskı, Bursa: Ekin Yayınevi, 1998.

DOWD, Kevin. **Beyond Value At Risk**. *The New Science of Risk Management.* UK: John Wiley & Sons Ltd., September 1997.

ELTON, Edwin J., Martin J. GRUBER. **Modern Portfolio and Investment Analysis.** USA: John Wiley & Sons Inc., 1981.

ERGEÇ, Fulya. **Rüçhan Hakının Kantitatif Modeller ile Fiyatlandırılması.** Ankara: Sermaye Piyasası Kurulu, Yayın No:65, Mart 1997.

ERSAN, İhsan. **Finansal Türevler**, İstanbul: Literatür Yayıncılık, 1997.

FABOZZI, Frank J. **Investment Management**, New Jersey: Prentice Hall International, 1995.

FETTAHOĞLU, Abdurrahman. **Menkul Değerler Yönetim.** İstanbul: Çizgi Matbaası, 2003.

FISCHER, Donald E., Ronald J. JORDAN, **Security Analysis and Portfolio Management**. Fourth Edition, New Jersey: Prentice-Hall, 1987.

FOX, William. **Social Statistics Using MicroCase**. USA, 1992.

GREENE, H.W. **Econometric Analysis.** USA: Mc. Millan Co., 1990.

HAGIN, Robert. **Modern Portfolio Theory.** New York: The Dow-Jones-Irwin Guide, 1989.

HULL, John. **Options, Futures and Other Derivative Securities**. USA: Prentice Hall, 1989.

JORION, Philippe. **Value At Risk.** *The New Benchmark for Controlling Derivatives Risk*, USA: McGraw-Hill, 1997.

JORION, Philippe. **Value at Risk**. *The New Benchmark for Managing Financial Risk.* Second Edition, New York: McGraw-Hill, 2000.

KOLB, Robert W., **Options**. UK: Blackwell Publishers,1997.

KONURALP, Gürel. **Sermaye Piyasaları.** İstanbul: Alfa Yayınları, 2001.

LEISS, William. Christina CHOCIOLKO. **Risk and Responsibilty.** Canada: McGill-Queen's University Press, 1994.

LEVY, Haim and Marshall SARNAT. **Capital Investment and Financial Decisions.** Fifth Edition. USA: Prentice Hall, 1993.

MARKOWITZ, Harry. **Mean~Variance Analysis in Portfolio Choise and Capital Markets.** USA: Basil Blackwell Inc., 1987.

MARKOWITZ, Harry. **Portfolio Selection: Efficient Diversification of Investments.** New York: John Wiley&Sons, 1959.

McMENAMIN, Jim. **Financial Management.** London:1999.

MISKIN, Frederick S. **The Economics of Money, Banking, and Financial Markets.** Third Edition, USA:1992.

MORGAN, J.P. **Risk Metrics Technical Document**. Fourth Edition, USA: 1996.

NIEDERREITER, Harald. **Random Number Generation and Quasi-Monte Carlo Methods**. *Society for Industrial and Applied Mathematics*. ISBN:0-89871-295-5, Philadelphia, Pennsylvania:1992.

REILLY, Frank K., Keith C. BROWN. **Investment Analysis and Portfolio Management.** Sixth Edition, USA: The Dryden Press, 2000.

RICHARDSON, G.B. **Information and Investment: A Study in the Working of the Competitive Economy.** New York: Clerandon Pres, 1997.

SARIASLAN, Halil. **Simulasyon Tekniği**. *Kuyruk Teorisi Modellerinin Analizi*, Gözden Geçirilmiş 2. Baskı, Ankara: Turhan Kitabevi, 1998.

SAUNDERS, Anthony. **Credit Risk Measurement:** *New Approaches to Value at Risk and Other Paradigm*, John Wiley & Sons, Inc., USA: 1999

SHARPE, William F. Gordon, J. ALEXANDER, Jeffrey V. BAILEY. **Investments.** New Jersey: Prentice Hall, 1995.

SOUNDERS, Anthony. **Financial Institutions Management: A Modern Perspective.** USA: Richard D.Irwin Inc., 1994.

TAHA, Hamdy A. **Yöneylem Araştırması**. Çev.: Ş. Alp BARAY, Şakir ESNAF. 6. Basımdan Çeviri. İstanbul: Literatür Yayıncılık, Eylül 2000.

WINGER, Bernard J. Nancy MOHAN. **Principles of Financial Management.**, USA: McMillan Publishing Company, 1991.

YILMAZ, Mustafa Kemal. **Hisse Senedi Opsiyonları ve İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Uygulanabilirliği**. Emir Ofset, İstanbul: İMKB Yayınları, 1998.

II- SÜRELİ YAYINLAR

AHLSTEDT, Monica. "*Exchange Rate, Interest Rate and Stock Market Prıce Volatility for Value-at-Risk Analysis*", **Discussion Paper,** Bank of England, 7/97, p.1-29.

ALEXANDER, Gordon. "*On Back-Testing 'Zero-Investment' Strategies*", **The Journal of Business**, Vol:73, No:2, April 2000, p.255-278.

BALABAN, Ercan, "*The Term Structure of Volatility and and The Month of The Year Effects:Emprical Evidence From The Turkish Stock Market*", **Doç. Dr. Yaman Aşıkoğlu'na Armağan**, SPK Yayınları, Yayın No:56, Ankara, 1997. s.78-86.

Basle Committee on Banking Supervision, **Supervisory Framework for the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements,** January 1996, p.1-11.

BEDER, Tanya Styblo. "*Report Card on Value at Risk:High Potential but Slow Starter*", **Bank Accounting & Finance**, p.1-18.

BEDER, Tanya Styblo; Michael MINNICH, Hubert SHEN, Jodi STANTON, "*Vignettes on VaR*", **The Journal of Financial Engineering,** Volume: 7, Number: 3/4, p.289-309.

BENNINGA, Simon., Zvi WIENER. "*Value-at-Risk (VaR)*", **Mathematica in Education and Research**, Vol:7, N:4, 1998, p.1-8.

BLEJER, Mario I., Liliana SCHUMACHER. "*Central Bank Vulnerability and the Credibility of Commitments: A Value-at-Risk Approach to Currency Crises*", **Working Paper**, **International Monetary Fund (IMF),** N:65 May 1998, p.1-29.

BRITTEN-JONES, Mark., Stephen M. SCHAEFER, "*Non-Linear Value-at-Risk*", **European Finance Review**, N:2, 1999, p.161-187.

BUTTLER, J. S. Barry SCHACHTER, "*Estimating Value-at-Risk with a Precision Measure by Combining Kernel Estimation with Historical Simulation*", **Review of Derivatives Research**, Issue:1, 1998, p371-390.

CHRISTIANSEN, Charlotte,"*Value at Risk Using the Factor-ARCH Model*", **Journal of Risk 1**, Vol.2, p.65-86.

CHRISTIANSEN, Charlotte. "*Macroeconomic Announcement Effects on the Covariance Structure of Bond Returns*", **Working Paper,** Department of Finance, The Aarhus School Of Business, Denmark: April 20, 1999, p.1-36.

CHRISTOFFERSEN, Peter. Jinyong HAHN, Atsushi INUOE, "*Testing and Comparing Value-at-Risk Measures*", **Scientific Series**, Vol: 2001s-03, Janvier 2001, ISSN 1198-8177, p.1-18.

CHRISTOFFERSEN, Peter; Francis X. DIEBOLD, and Til SCHUERMANN, "*Horizon Problems and Extreme Events in Financial Risk Management*", **FRNBY Economic Policy Review**, October 1998, p.109-118.

CORONADO, Maria. "*Comparing Different Methods for Estimating Value At Risk for Actual Non-Linear Portfolios: Empirical Evidence*", **Working Paper**, Facultad de Ciencias Economicas y Empresariales, August 2000, p.1-21.

DANIELSSON, Jon; Casper G.de VRIES, "*Value-at-Risk and Exteme Returns*", **Working Paper**, September 1997, p.1-33.

DANIELSSON, Jon; Philippe HARTMANN, "*The Cost Of Conservatism: Extreme Returns, Value-at-Risk, and the Basle Multipication Factor*", **Working Paper,** January 1998, p.1-10.

DOKUCHAEV, Nikolai., Ulrich HAUSSMANN, "*Optimal Portfolio Selection and Compression in an Incomplete Market*", **Quantitative Finance 1**, Issue. 3., 2001, p.336-345.

DOWD, Kevin. "*A Value at Risk Approach to Risk-Return* Analysis", **Journal of Portfolio Management**, Vol:25, No:4, Summer "1999, p.60-67.

DOWD, Kevin. "*Accounting for Value at Risk*", **Working Papers**, University of Sheffield, Department of Economics, Revised, February 1999, p.1-28.

DOWD, Kevin. "*Adjusting for Risk*", **Working** Paper, Department of Economics, University of Sheffield, March 1998, p.1-20.

EBERLEIN, Ernest., Ulrich KELLER, Karsten PRAUSE. "*New Insight into Smile, Mispricing, and Value at Risk:Hyperbolic Model*", **The Journal of Business**, Vol:71, N:3, July 1998, p.371-405.

ENGEL James., Marianne GIZYCKI, "*Conservatism, Accuracy and Efficiency:Comparing Value-At-Risk Models*", **Working Paper**, Reserve Bank of Australia, N:2, March 1999, p.1-64.

ENGLE, Robert F., "*CAViaR: Conditional Autoregressive Value at Risk by Regression Quantiles*", **Working Paper,** University of California, July 1999, p.1-51.

ETHZ, G. Studer. "*Value At Risk and Maximum Loss Optimization*", **RiskLab:Technical Report**, Revised Version, December 1995, p.1-29.

FRYE, Jon. "*Monte Carlo by Day: Intraday Value-at-Risk Using Monte Carlo Simülâsyonu*". **Risk Magazine,** November 1998, p.1-8.

GERMAN, Mark B. "Ending the Search for Component VaR", **Working** Paper, Financial Engineering Associates, 14 May 1997, p.1-6.

GIBSON, Micheal S. "*Information Systems for Risk Management*", **International Finance Discussion Papers**, *Board of the Federal Reserve System*, N:585, July 1997, p.1-27.

GLASSERMAN, Boyle, Brodie. "*Monte Carlo Methods for Security Pricing*", **Journal of Economic Dynamics and Control**, Vol. 21, 1997, p.1267-1321.

GOLUB, Bennet W., Leo M. TILMAN. "*Measuring Yield Curve Risk Using Principal Components Analysis, Value At Risk, and Key Rate Durations*", **Journal of Portfolio Management**, Summer 1997, Vol:23, N:4, p.72-83.

GOORBERGH, R.W.J. van den and P.J.G. VLAAR, "*Value-at-Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation?*", **DNB Staff Reports**, No:40, March 1999, p.1-38.

GOORBERGH, R.W.J. van Den, "*Value at Risk Analysis of Stock Returns Historical Simulation, Variance Techniques or Tail Index Estimation?*", **DNB Staff Reports,** De Nederlande Bank, No.40, 1999.p.1-40

HALLERBACH Winfried G., Bert MENKVELD, "*Value-at-Risk as a Diagnostic Tool for Corporates: The Airline Industry*", **Working Paper**, Erasmus University Tinbergen Institute, Rotterdam, May 3, 1999, p.1-24.

HALLERBACH, Winfried G. "*Decomposing Portfolio Value-at-Risk:A General Analysis*", **Working Paper**, Erasmus University, Rotterdam, May 10, 1999, p.1-29.

HENDRICKS, Darryll. "*Evaluation of Value-at-Risk Models Using Historical Data*", **Economic Policy Review**, *Federal Reserve Bank of New York*, April 1996, p.39-69.

HENDRICKS, Darryll., Beverly HIRTLE. "*Bank Capital Requirements for Market Risk:The International Models Approach*", **Economic Policy Review**, *Federal Reserve Bank of New York*, December 1997, p.1-12.

HO, Thomas and Mark ABBOT, Allen ABRAHAMSON, "*Value at Risk of A Bank's Balance Sheet*", **International Journal of Theoretical and Applied Finance**, Vol:2, No: 1, 1999, p.43-58.

HO, Thomas S.Y.; Michael Z.H. CHEN and Fred H.T. ENG, "*VaR Analytics: Portfolio Structure, Key Rate Convexities, and VaR Betas*", **The Journal of Portfolio Management**, Fall 1996, p.89-98.

HOLTON, Glyn A. "*Simulating Value-at-Risk*", **The Journal of Performance Measurement**, Vol:3, N:1, 1998, p.11-21.

HUISMAN, Ronald, Kees G. KOEDIJK and Rachel A.J. POWNALL, "*Asset Allocation in a Value-at-Risk Framework*", **Working Paper**, Erasmus University, Rotterdam, April 1999, p.1-26.

HULL, John and Alan WHITE. "*Value at Risk When Daily Changes in Market Variables Are Not Normally Distributed*", **Working Paper**, November 1997, p.1-8(Published: **Journal of Derivatives**, Vol.3, Spring 1998, p.9-19).

J.P. BOUCHAUD, D. SORNETTE, C. WALTER, J.P. AGUILAR, "*Taming Large Events: Optimal Portfolio Theory for Strongly Flactuating Assets*", **International Journal of Theoretical and Applied Finance**, Vol: 1, No:1, 1995, p.25-41.

JORION, Philippe. "*Risk^2 : Measuring the Risk in Value at Risk*", **Financial Analysts Journal**, Vol:52, November 1996, p.47-56.

JU, Xiogwei and Neil D. PEARSON. "*Using Value-at-Risk to Control Risk Taking: How Wrong Can You Be?*", **OFOR Paper**, Number: 98-08, October 1998, p.1-18.

KHINDANOVA, Irina., Svetlozar RACHEV and Eduardo SCHWARTZ, *"Stable Modeling of Value At Risk"*, **Working Paper**, University of California, p.1-52.khindan@econ.ucsb.edu.

KIYAMA, Yoshinao; Tsukasa YAMASHITA, Toshinao YOSHIBA, and Toshihiro YOSHIDA, *"Interest Risk of Banking Accounts: Measurement Using the VaR Framework"*, **Monetary and Economic Studies**, May 1998, p.1-34.

KÜÇÜKÖZMEN, C.Coşkun. *"Bankacılıkta Risk Yönetimi ve Sermaye Yeterliliği: Value-at-Risk Uygulamaları"*, **İşletme ve Finans**, Yıl:14, No: 156, Mart 1999, ss.71-87.

LEHOCZKY, John P. *"Simulation Methods for Option Pricing"*, **Mathematics od Derivavite Securites**, Ed. M.A.H. DEMPSTER, S.R. PLISKA, Cambridge University Pres, 1997, p.530-533.

LINSMEIER, Thomas., Neil D. PEARSON. *"Value At Risk"*, **Financial Analysts Journal**, March/April 2000, p.47-67.

LOPEZ, Jose A. *"Methods for Evaluating Value-At-Risk Estimates"*, **Economic Review**, *Federal Reserve Bank of San Francisco*, 1999, N:2, p.119-114.

LUCAS, André. *"Testing Backtesting: an Evaluation of the Basle Guidelines for Backtesting Internal Risk Management Models of Banks"*, **Research Memorandum 1998-1**, January 1998, p.1-22.

MANFREDO, Mark R., Raymnod M. LEUTHOLD, *"Market Risk Measurement and Cattle Feeding Magrin:An Application of Value-At-Risk"*, **OFOR Working Paper,** N:99-04, August 1999, p.1-29.

MARKOWITZ, Harry. *"Portfolio Selection"*, **Journal of Finance**, March 1952, p.77-91.

MINNICH, Michael. *"A Premier on Value at Risk"*, Chapter 3 in, Ed. Frank J. Fabozzi, **Perspectives on Interest Rate Risk Management for Money Managers an Traders**, 1998.

MORI, Atsutoshi., Makoto OHSAWA, and Tokiko SHIMIZU, "*Calculation of Value At Risk and Risk/Return Simulation*", **Institute for Monetary and Economic Studies (IMES) Discussion Paper**, Bank of Japan, N:96-E-8, February 1996, p.1-29.

ORMONEIT, Dirk; Ralph NEUNEIER, "*Conditional Value at Risk*", **Working Paper**, Stanford University, p.1-10, ormoneit@stat.stanford.edu.

PAPAGEORGIOU, Anargyros., Spassimir PASKOV, "*Deterministic Simulation for Risk Management*", **Journal of Portfolio Management**, *Special Theme*, May 1999, p.122-127.

PHELAN, Michael J. "*Probability and Statistics Applied to the Practice of Financial Risk Management: The Case of JP Morgan's RiskMetrics™*", **Working Paper**, *No:95-19,* Wharton Scholl of the University of Pennsylvania, USA: 1995, p.1-40.

PICHLER, Stefan., Karl SELITSCH, "*A Comparison of Analytical VaR Methodologies for Portfolios That Include Options*", **Working Paper**, Vienna University of Technology Department of Finance, September 1999, p.1-19.

QUINTANILLA, Maria T. "*An Asymptotic, Expansion for Value-At-Risk*", **Working Paper**, University of Toronto, Mathematics Department, p.1-38.

RAAJI, Gabriela de., Burkhard RAUNIG, "*A Comparision of Value at Risk:Approaches and Imlpications for Regulators*", **Focus on Austria**, N:4, 1998, p.59.

RAKHAL, D.Dave and Gerhard STAHL, "*On the Accuracy of VaR Estimates Based on the Variance-Covariance Approach*", **Working Paper**, Olsen&Associates Research Institute for Applied Economics, Switzerland, p.1-44, rekhal@olsen.ch .

Richard GRINOLD, "*Mean-Variance and Scenario-Based Approaches to Portfolio Selection*", **The Journal of Portfolio Management**, Volume 25, Number 2, Winter 1999, p.10-22.

SHARPE, William F. "*A Simplified Model for Portfolio Analysis*", **Management Science**, Vol.9, 1963, s.277-293.

SIMONS, Katerina. "*Value at Risk – New Approach to Risk Management*", **New England Economic Review**, September/October 1996, p.3-13.

STOUGHTON, Neal M. , Josef ZECHNER, "*Optimal Capital Allocation Using RAROC™ and EVA®*", **Working Paper**, University of Vienna, p.1-33.

STUDER, G.; H.-J.LÜTHİ, "*Quadratic Maximum Loss for Risk Measurement of Portfolios*", **Technical Report,** RiskLab, September 1996, p.1-30.

ŞAHIN, Hasan. "*Bankacılar İçin Riskteki Değer (Bilgisayar Uygulamalı)*", Türkiye Bankalar Birliği Eğitim ve Tanıtım Grubu, **Seminer Notları**, Ankara, 28-29 Ocak 2002, s.1-28.

TASCHE, Dirk. Luisa TIBILETTI. "*A Shortcut to Sign Incremental Value-at-Risk for Risk Allocation*", **Working Paper**, Dipartimento di Statistica e Matematice, Universita di Torino, October 2, 2002, p.1-28.

VLAAR, Peter J. G. "*Value At Risk Models for Dutch Bond Portfolios*", **Journal of Banking & Finance**, Issue:24, 2000, p.1131-1154.

WIENER, Zvie. "*Introduction to VaR*", **Working Paper**, Hebrew University, Jerusalem:18 May 1997, p.1-20.

WILSON, Thomas C. "*Calculating Risk Capital*", **The Handbook of Risk Management and Analysis**, Ed. Carol ALEXANDER, USA: John Wiley & Sons, 1996. p.212-327.

YILMAZ, Mustafa Kemal. "*Hisse Senedi Fiyat Oynaklığı ve Fiyat Oynaklığının Vade Yapısı:Türkiye İçin Genel Bir Değerlendirme*", **İMKB Dergisi**, Yıl:1, Sayı:3 Temmuz/Ağustos/Eylül 1997, s.17-28.

ZAGST, Rudi and Jan KEHRBAUM, "*Portfolio Optimization Under Limited Value at Risk*", **Working Paper**, RiskLab, Germany 1998, p.1-13.

III- DİĞER

Basle Committee on Banking Supervision, **Supervisory Framework for the Internal Models Approach to Market Risk Capital Requirements**, January 1996, p.1-11.

Basle Committee on Banking Supervision, **Amendment to the Capital Accord to Incorporate Market Risks**, January 1996, p.39-46.

Resmi Gazete, Bankaların İç Denetim ve Risk Yönetimi Sistemleri Hakkında Yönetmelik, Sayı:24312, Tarih:08.02.2001.

Risk. "*Monte Carlo Within A Day*", February 1999. p.55-59.

http://risk.ifci.ch/137570.htm

http://www.almproffessional.com/Articles/Repcard.pdf

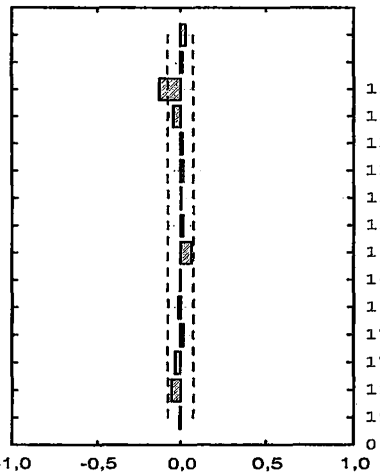
http://www.jpmorgan.com/riskmanagement/var/varcalc.htm

EKLER

EK 1: İMKB Ulusal-30 Portföyü Hisse Senetleri İle İMKB Ulusal-100 Endeksi Getirilerinin Korelogramları

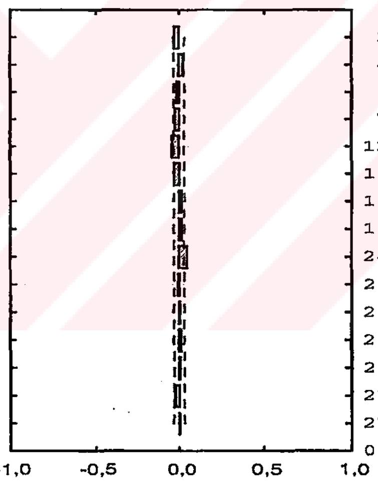
Autocorrelation Function
AEFES
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,032	,0391	,67	,4146
2	+,013	,0390	,78	,6781
3	-,130	,0390	11,85	,0079
4	-,044	,0390	13,12	,0107
5	+,012	,0390	13,22	,0214
6	+,018	,0389	13,44	,0366
7	+,002	,0389	13,44	,0621
8	+,015	,0389	13,59	,0931
9	+,069	,0388	16,70	,0536
10	-,002	,0388	16,71	,0812
11	-,015	,0388	16,85	,1124
12	+,018	,0387	17,07	,1471
13	-,032	,0387	17,76	,1668
14	-,055	,0387	19,82	,1360
15	-,005	,0387	19,84	,1784



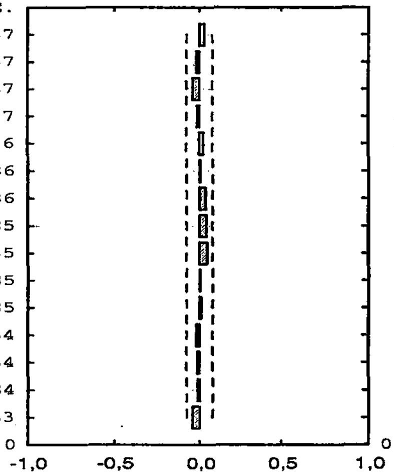
Autocorrelation Function
AKBNK
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	-,029	,0179	2,71	,0998
2	+,026	,0179	4,83	,0894
3	-,016	,0179	5,59	,1334
4	-,022	,0179	7,04	,1337
5	-,040	,0179	12,11	,0334
6	-,032	,0179	15,28	,0182
7	+,015	,0179	15,96	,0255
8	+,016	,0179	16,81	,0322
9	+,051	,0179	24,88	,0031
10	-,007	,0179	25,03	,0053
11	+,004	,0179	25,09	,0088
12	+,014	,0179	25,75	,0117
13	+,005	,0179	25,82	,0180
14	-,022	,0179	27,30	,0176
15	+,005	,0179	27,38	,0258



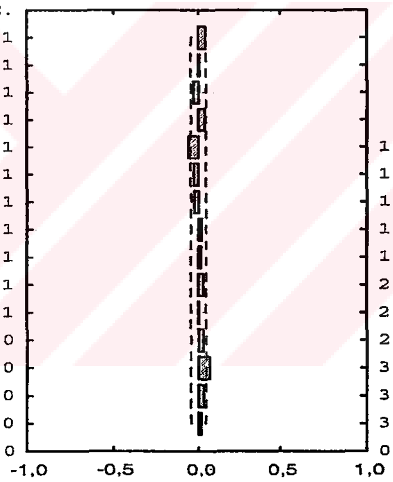
Autocorrelation Function
AKENR
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,030	,0387	,60	,4399
2	-,019	,0387	,83	,6590
3	-,041	,0387	1,95	,5822
4	-,013	,0387	2,07	,7226
5	+,025	,0386	2,49	,7787
6	+,004	,0386	2,50	,8687
7	+,035	,0386	3,32	,8538
8	+,041	,0385	4,44	,8152
9	+,047	,0385	5,94	,7456
10	+,002	,0385	5,94	,8199
11	+,008	,0385	5,99	,8738
12	-,019	,0384	6,23	,9042
13	-,011	,0384	6,31	,9343
14	-,013	,0384	6,41	,9549
15	-,043	,0383	7,65	,9371



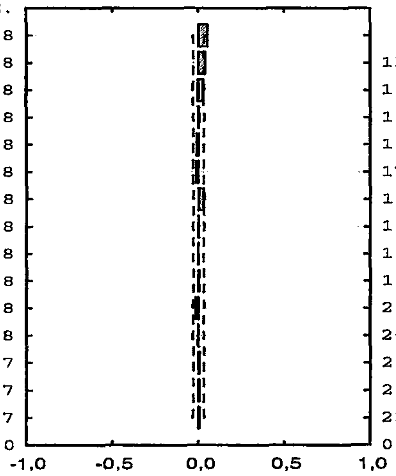
Autocorrelation Function
AKGRT
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,043	,0221	3,80	,0513
2	+,008	,0221	3,93	,1402
3	-,032	,0221	5,97	,1131
4	+,037	,0221	8,72	,0685
5	-,056	,0221	15,22	,0095
6	-,026	,0221	16,65	,0107
7	-,026	,0221	18,06	,0117
8	+,020	,0221	18,86	,0157
9	+,015	,0221	19,33	,0225
10	+,029	,0221	21,09	,0205
11	+,005	,0221	21,15	,0319
12	+,028	,0220	22,75	,0300
13	+,067	,0220	32,12	,0023
14	+,033	,0220	34,30	,0019
15	+,017	,0220	34,90	,0025



Autocorrelation Function
AKSA
(Standard errors are white-noise estimates)

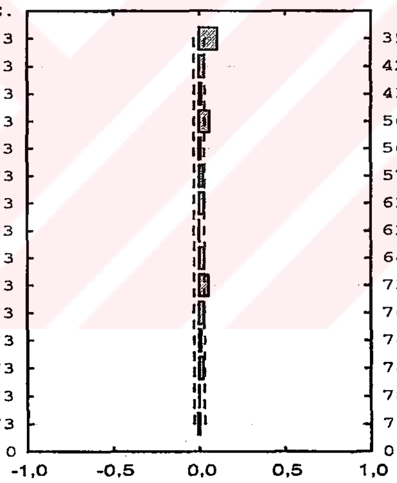
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,051	,0178	8,34	,0039
2	+,040	,0178	13,30	,0013
3	+,031	,0178	16,32	,0010
4	+,002	,0178	16,33	,0026
5	-,008	,0178	16,55	,0054
6	-,013	,0178	17,09	,0090
7	+,030	,0178	19,87	,0059
8	+,003	,0178	19,90	,0107
9	-,000	,0178	19,90	,0186
10	+,003	,0178	19,92	,0300
11	-,017	,0178	20,88	,0347
12	-,000	,0178	20,88	,0522
13	+,004	,0177	20,94	,0742
14	+,004	,0177	20,99	,1020
15	+,006	,0177	21,10	,1339



-- Conf. Limit

Autocorrelation Function
ALARK
(Standard errors are white-noise estimates)

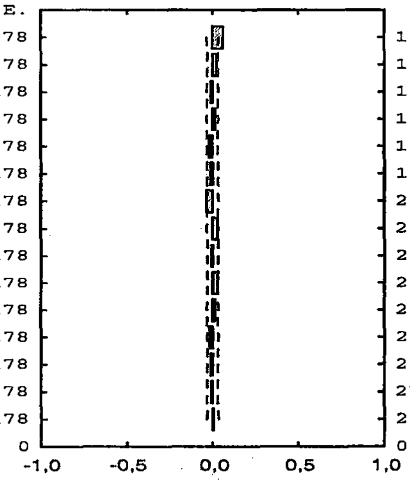
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,109	,0173	39,33	,0000
2	+,033	,0173	42,91	,0000
3	+,013	,0173	43,50	,0000
4	+,061	,0173	56,02	,0000
5	+,010	,0173	56,37	,0000
6	+,021	,0173	57,87	,0000
7	+,031	,0173	61,05	,0000
8	+,002	,0173	61,07	,0000
9	+,031	,0173	64,28	,0000
10	+,053	,0173	73,77	,0000
11	+,028	,0173	76,31	,0000
12	+,009	,0173	76,55	,0000
13	+,023	,0173	78,36	,0000
14	-,000	,0173	78,36	,0000
15	-,011	,0173	78,74	,0000



-- Conf. Limit

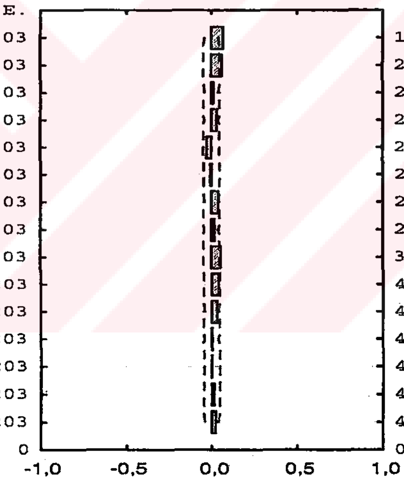
Autocorrelation Function
ARCLK
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,061	,0178	11,75	,0006
2	+,023	,0178	13,43	,0012
3	-,008	,0178	13,65	,0034
4	+,015	,0178	14,39	,0062
5	-,017	,0178	15,31	,0091
6	-,014	,0178	15,89	,0144
7	-,036	,0178	20,00	,0056
8	+,031	,0178	23,04	,0033
9	-,004	,0178	23,10	,0060
10	+,030	,0178	25,90	,0039
11	+,015	,0178	26,60	,0053
12	-,016	,0178	27,38	,0068
13	-,011	,0178	27,73	,0099
14	-,005	,0178	27,82	,0151
15	+,006	,0178	27,92	,0221



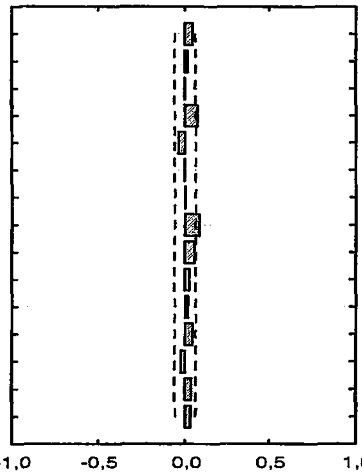
Autocorrelation Function
DOHOL
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,067	,0203	10,90	,0010
2	+,061	,0203	20,03	,0000
3	+,012	,0203	20,38	,0001
4	+,032	,0203	22,80	,0001
5	-,027	,0203	24,53	,0002
6	-,006	,0203	24,63	,0004
7	+,039	,0203	28,36	,0002
8	+,020	,0203	29,28	,0003
9	+,054	,0203	36,35	,0000
10	+,042	,0203	40,59	,0000
11	+,032	,0203	43,00	,0000
12	+,003	,0203	43,02	,0000
13	-,002	,0203	43,03	,0000
14	+,014	,0203	43,52	,0001
15	+,022	,0203	44,70	,0001



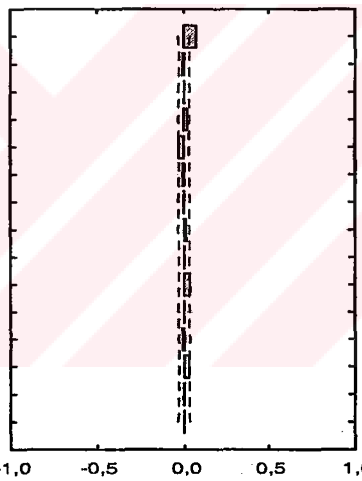
Autocorrelation Function
DYHOL
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,044	,0297	2,20	,1379
2	+,016	,0297	2,50	,2859
3	+,003	,0297	2,51	,4732
4	+,074	,0297	8,65	,0704
5	-,039	,0297	10,35	,0659
6	-,001	,0297	10,35	,1106
7	+,002	,0296	10,36	,1693
8	+,084	,0296	18,40	,0185
9	+,056	,0296	21,94	,0091
10	+,027	,0296	22,77	,0116
11	+,016	,0296	23,07	,0173
12	+,046	,0296	25,45	,0128
13	-,023	,0296	26,06	,0167
14	+,037	,0296	27,61	,0160
15	+,033	,0295	28,83	,0170



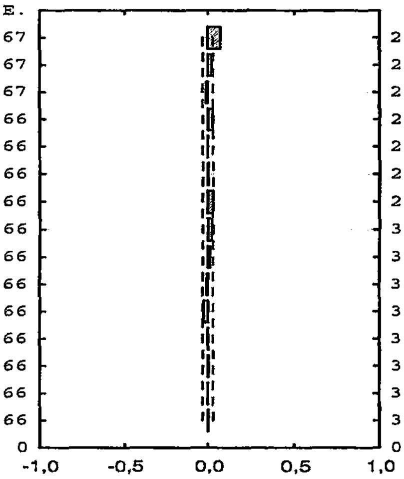
Autocorrelation Function
ENKAI
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,070	,0177	15,59	,0001
2	-,011	,0177	15,96	,0003
3	+,002	,0177	15,97	,0012
4	+,022	,0177	17,46	,0016
5	-,029	,0177	20,16	,0012
6	-,009	,0177	20,42	,0023
7	-,001	,0177	20,42	,0047
8	+,014	,0177	21,02	,0071
9	-,001	,0177	21,03	,0125
10	+,036	,0177	25,14	,0051
11	-,000	,0177	25,14	,0087
12	-,010	,0177	25,45	,0128
13	+,025	,0177	27,47	,0107
14	-,004	,0177	27,52	,0165
15	+,001	,0177	27,52	,0248



Autocorrelation Function
EREGL
(Standard errors are white-noise estimates)

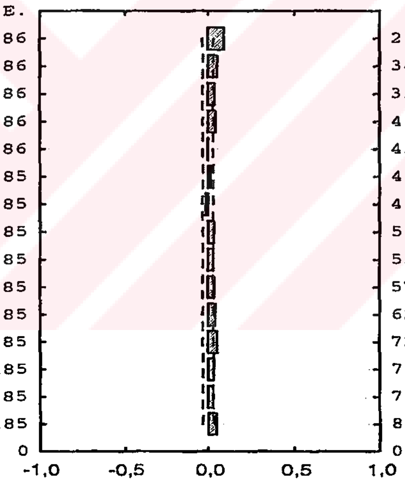
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,075	,0167	20,30	,0000
2	+,024	,0167	22,31	,0000
3	-,010	,0167	22,67	,0000
4	+,027	,0166	25,37	,0000
5	+,000	,0166	25,37	,0001
6	+,003	,0166	25,39	,0003
7	+,032	,0166	29,21	,0001
8	+,023	,0166	31,15	,0001
9	+,014	,0166	31,81	,0002
10	-,002	,0166	31,83	,0004
11	-,026	,0166	34,20	,0003
12	+,003	,0166	34,23	,0006
13	+,005	,0166	34,31	,0011
14	-,001	,0166	34,31	,0019
15	+,003	,0166	34,33	,0031



-- Conf. Limit

Autocorrelation Function
FINBN
(Standard errors are white-noise estimates)

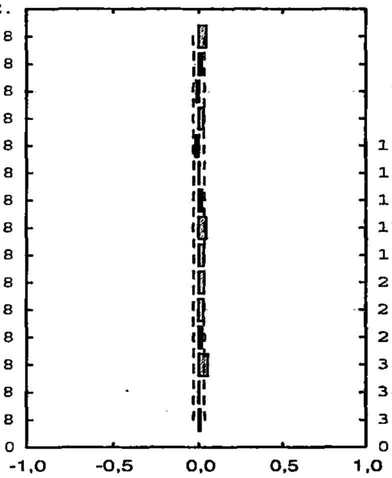
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,095	,0186	26,27	,0000
2	+,054	,0186	34,78	,0000
3	+,042	,0186	39,79	,0000
4	+,044	,0186	45,49	,0000
5	-,001	,0186	45,49	,0000
6	+,017	,0185	46,28	,0000
7	-,013	,0185	46,81	,0000
8	+,035	,0185	50,45	,0000
9	+,033	,0185	53,58	,0000
10	+,037	,0185	57,52	,0000
11	+,043	,0185	62,99	,0000
12	+,056	,0185	72,29	,0000
13	+,034	,0185	75,63	,0000
14	+,032	,0185	78,54	,0000
15	+,048	,0185	85,31	,0000



-- Conf. Limit

Autocorrelation Function
FROTO
(Standard errors are white-noise estimates)

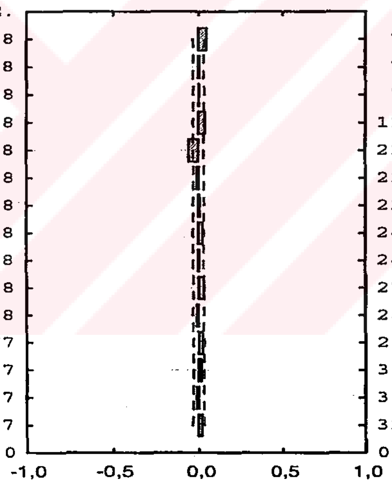
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,044	,0178	6,08	,0137
2	+,015	,0178	6,78	,0337
3	-,013	,0178	7,33	,0622
4	+,028	,0178	9,79	,0441
5	-,018	,0178	10,84	,0546
6	-,001	,0178	10,85	,0933
7	+,018	,0178	11,92	,1032
8	+,043	,0178	17,78	,0229
9	+,026	,0178	19,98	,0181
10	+,033	,0178	23,42	,0093
11	+,026	,0178	25,53	,0076
12	+,017	,0178	26,39	,0095
13	+,052	,0178	34,92	,0009
14	+,002	,0178	34,93	,0015
15	+,008	,0178	35,14	,0024



– – Conf. Limit

Autocorrelation Function
GARAN
(Standard errors are white-noise estimates)

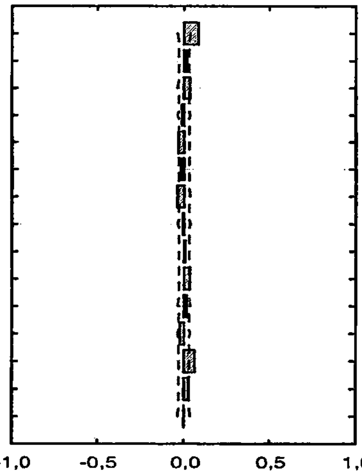
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,047	,0178	7,10	,0077
2	+,006	,0178	7,21	,0272
3	+,002	,0178	7,22	,0653
4	+,038	,0178	11,74	,0194
5	-,056	,0178	21,82	,0006
6	-,011	,0178	22,22	,0011
7	+,005	,0178	22,31	,0023
8	+,025	,0178	24,23	,0021
9	+,007	,0178	24,40	,0037
10	+,033	,0178	27,75	,0020
11	-,010	,0178	28,08	,0032
12	+,023	,0177	29,76	,0030
13	+,015	,0177	30,45	,0041
14	-,011	,0177	30,83	,0059
15	+,020	,0177	32,08	,0063



– – Conf. Limit

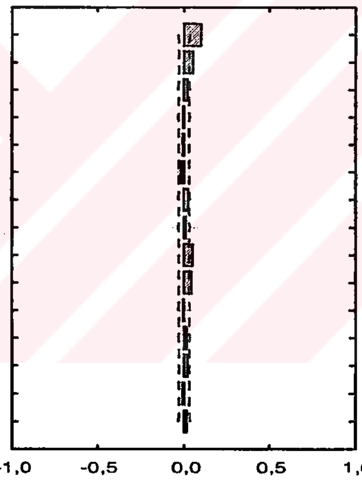
Autocorrelation Function
HURGZ
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,081	,0194	17,60	,0000
2	+,019	,0194	18,60	,0001
3	+,035	,0194	21,90	,0001
4	-,012	,0194	22,28	,0002
5	-,033	,0194	25,16	,0001
6	-,018	,0194	26,01	,0002
7	-,039	,0194	30,10	,0001
8	-,005	,0194	30,18	,0002
9	+,008	,0194	30,34	,0004
10	+,036	,0193	33,88	,0002
11	+,016	,0193	34,61	,0003
12	-,024	,0193	36,21	,0003
13	+,063	,0193	46,78	,0000
14	+,030	,0193	49,20	,0000
15	-,001	,0193	49,20	,0000



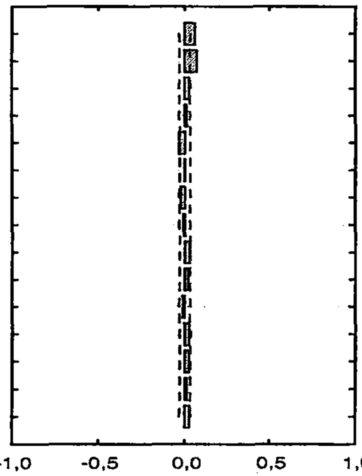
Autocorrelation Function
ISCTR
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,099	,0179	30,38	,0000
2	+,052	,0179	38,86	,0000
3	+,021	,0179	40,30	,0000
4	-,002	,0179	40,31	,0000
5	-,007	,0179	40,46	,0000
6	-,018	,0179	41,52	,0000
7	+,024	,0179	43,35	,0000
8	+,011	,0179	43,74	,0000
9	+,050	,0179	51,72	,0000
10	+,044	,0178	57,88	,0000
11	-,004	,0178	57,95	,0000
12	+,016	,0178	58,71	,0000
13	+,021	,0178	60,07	,0000
14	-,009	,0178	60,33	,0000
15	+,016	,0178	61,09	,0000



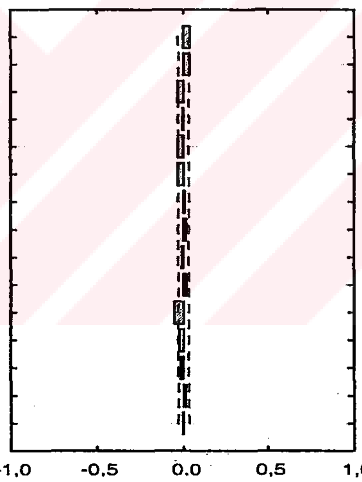
Autocorrelation Function
KCHOL
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,060	,0178	11,20	,0008
2	+,071	,0178	26,99	,0000
3	+,026	,0178	29,16	,0000
4	+,014	,0178	29,78	,0000
5	-,034	,0178	33,52	,0000
6	-,002	,0178	33,53	,0000
7	-,021	,0178	34,98	,0000
8	-,006	,0178	35,11	,0000
9	+,031	,0178	38,09	,0000
10	+,021	,0178	39,53	,0000
11	-,010	,0178	39,88	,0000
12	+,024	,0178	41,75	,0000
13	+,024	,0178	43,56	,0000
14	+,011	,0178	43,92	,0001
15	+,026	,0178	46,10	,0001



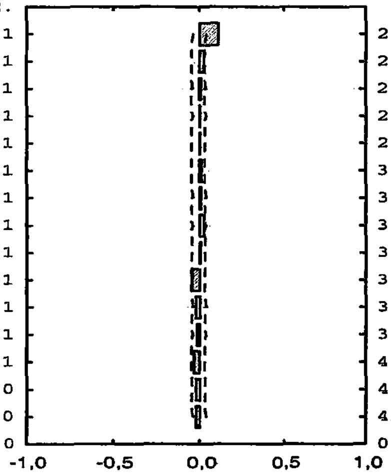
Autocorrelation Function
MIGRS
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,039	,0183	4,56	,0328
2	+,036	,0183	8,47	,0145
3	-,036	,0183	12,22	,0067
4	-,003	,0183	12,25	,0156
5	-,032	,0183	15,32	,0091
6	-,036	,0183	19,24	,0038
7	+,005	,0183	19,33	,0072
8	+,016	,0183	20,09	,0100
9	-,010	,0183	20,39	,0157
10	+,015	,0183	21,05	,0208
11	-,055	,0183	29,95	,0016
12	-,023	,0183	31,56	,0016
13	-,016	,0183	32,29	,0022
14	+,013	,0183	32,83	,0031
15	-,006	,0183	32,93	,0048



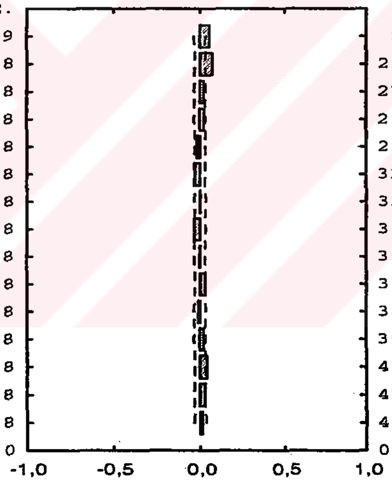
Autocorrelation Function
NETAS
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,106	,0201	28,06	,0000
2	+,024	,0201	29,50	,0000
3	+,008	,0201	29,67	,0000
4	+,003	,0201	29,70	,0000
5	+,002	,0201	29,71	,0000
6	+,014	,0201	30,21	,0000
7	+,008	,0201	30,35	,0001
8	+,025	,0201	31,93	,0001
9	+,004	,0201	31,97	,0002
10	-,042	,0201	36,45	,0001
11	-,024	,0201	37,85	,0001
12	-,015	,0201	38,39	,0001
13	-,030	,0201	40,70	,0001
14	-,021	,0200	41,83	,0001
15	-,020	,0200	42,84	,0002
0			0	



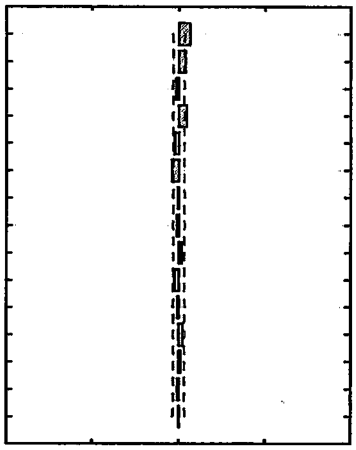
Autocorrelation Function
PETKM
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,056	,0179	9,96	,0016
2	+,071	,0178	25,92	,0000
3	+,022	,0178	27,39	,0000
4	+,024	,0178	29,22	,0000
5	-,016	,0178	29,99	,0000
6	-,026	,0178	32,15	,0000
7	-,000	,0178	32,15	,0000
8	-,031	,0178	35,19	,0000
9	+,002	,0178	35,21	,0001
10	+,029	,0178	37,90	,0000
11	-,009	,0178	38,17	,0001
12	+,022	,0178	39,66	,0001
13	+,042	,0178	45,28	,0000
14	+,028	,0178	47,79	,0000
15	+,013	,0178	48,34	,0000
0			0	



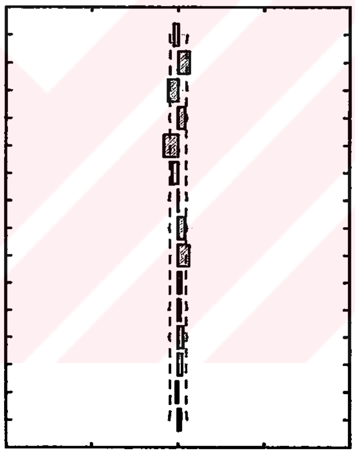
Autocorrelation Function
PTOFS
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,065	,0186	12,41	,0004
2	+,040	,0186	17,15	,0002
3	-,015	,0186	17,83	,0005
4	+,047	,0185	24,37	,0001
5	-,023	,0185	25,97	,0001
6	-,038	,0185	30,12	,0000
7	-,006	,0185	30,23	,0001
8	-,011	,0185	30,59	,0002
9	+,018	,0185	31,50	,0002
10	-,024	,0185	33,19	,0003
11	-,008	,0185	33,36	,0005
12	+,022	,0185	34,79	,0005
13	+,009	,0185	35,00	,0008
14	-,006	,0185	35,12	,0014
15	+,002	,0185	35,13	,0024



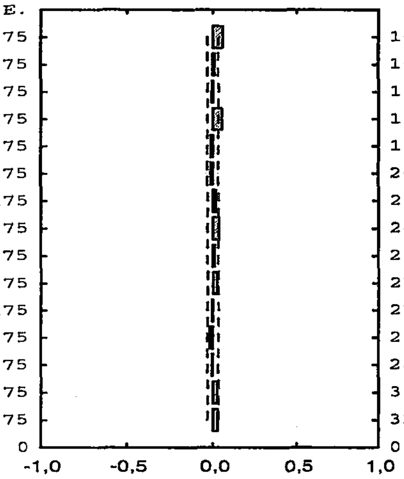
Autocorrelation Function
SAHOL
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	-,026	,0267	,97	,3245
2	+,065	,0267	6,86	,0324
3	-,057	,0267	11,48	,0094
4	+,039	,0267	13,67	,0084
5	-,081	,0267	22,96	,0003
6	-,034	,0267	24,56	,0004
7	+,003	,0266	24,57	,0009
8	+,040	,0266	26,85	,0008
9	+,066	,0266	33,06	,0001
10	+,018	,0266	33,53	,0002
11	+,013	,0266	33,76	,0004
12	+,030	,0266	35,02	,0005
13	+,024	,0266	35,81	,0006
14	-,009	,0266	35,93	,0011
15	+,015	,0266	36,26	,0016



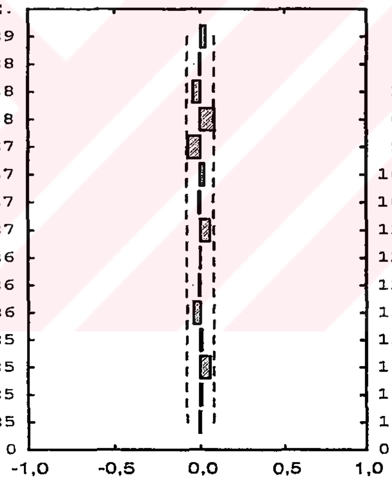
Autocorrelation Function
SISE
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,056	,0175	10,28	,0013
2	+,011	,0175	10,67	,0048
3	-,008	,0175	10,87	,0125
4	+,051	,0175	19,41	,0007
5	-,011	,0175	19,78	,0014
6	-,011	,0175	20,17	,0026
7	+,016	,0175	20,98	,0038
8	+,035	,0175	24,88	,0016
9	+,012	,0175	25,36	,0026
10	+,024	,0175	27,26	,0024
11	-,005	,0175	27,33	,0041
12	-,019	,0175	28,53	,0046
13	-,003	,0175	28,56	,0076
14	+,024	,0175	30,43	,0067
15	+,028	,0175	32,98	,0047



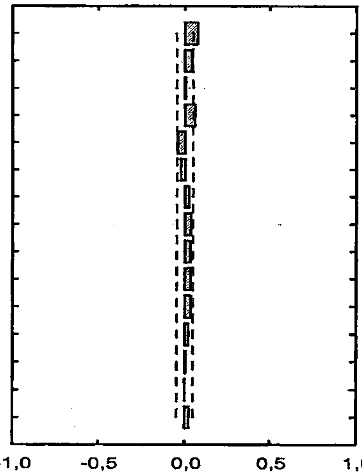
Autocorrelation Function
TCELL
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,028	,0389	,53	,4661
2	-,006	,0388	,55	,7579
3	-,041	,0388	1,69	,6392
4	+,085	,0388	6,52	,1635
5	-,070	,0387	9,79	,0813
6	+,021	,0387	10,10	,1206
7	-,008	,0387	10,14	,1810
8	+,054	,0387	12,08	,1477
9	+,000	,0386	12,08	,2088
10	-,005	,0386	12,10	,2786
11	-,039	,0386	13,12	,2855
12	+,010	,0385	13,19	,3556
13	+,057	,0385	15,37	,2850
14	+,010	,0385	15,43	,3493
15	-,007	,0385	15,46	,4185



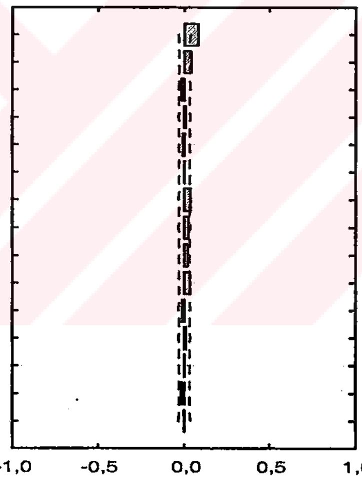
Autocorrelation Function
TNSAS
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,075	,0250	8,95	,0028
2	+,041	,0250	11,60	,0030
3	+,005	,0250	11,64	,0087
4	+,058	,0250	16,97	,0020
5	-,043	,0250	19,95	,0013
6	-,024	,0250	20,85	,0020
7	+,023	,0249	21,71	,0029
8	+,035	,0249	23,72	,0026
9	+,031	,0249	25,31	,0027
10	+,034	,0249	27,18	,0024
11	+,035	,0249	29,20	,0021
12	+,021	,0249	29,89	,0029
13	+,007	,0249	29,97	,0048
14	-,001	,0249	29,98	,0077
15	+,024	,0249	30,92	,0090



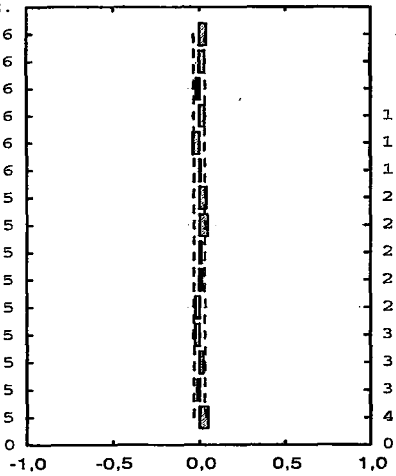
Autocorrelation Function
TOASO
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,081	,0186	18,87	,0000
2	+,039	,0186	23,37	,0000
3	-,018	,0186	24,32	,0000
4	+,008	,0186	24,52	,0001
5	-,010	,0186	24,81	,0002
6	+,001	,0185	24,81	,0004
7	+,036	,0185	28,49	,0002
8	+,025	,0185	30,27	,0002
9	+,020	,0185	31,48	,0002
10	+,034	,0185	34,89	,0001
11	-,013	,0185	35,37	,0002
12	+,010	,0185	35,68	,0004
13	+,002	,0185	35,70	,0007
14	-,019	,0185	36,71	,0008
15	-,001	,0185	36,72	,0014



Autocorrelation Function
TRKCM
(Standard errors are white-noise estimates)

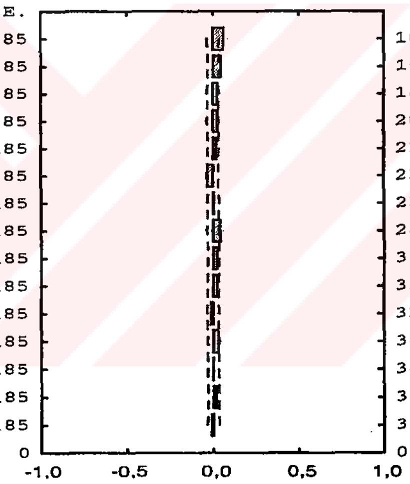
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,041	,0186	4,91	,0267
2	+,033	,0186	8,11	,0174
3	-,018	,0186	9,04	,0288
4	+,031	,0186	11,81	,0189
5	-,036	,0186	15,62	,0080
6	+,007	,0186	15,78	,0150
7	+,041	,0185	20,74	,0042
8	+,046	,0185	26,93	,0007
9	+,011	,0185	27,30	,0013
10	+,015	,0185	27,97	,0018
11	-,024	,0185	29,70	,0018
12	-,024	,0185	31,44	,0017
13	+,022	,0185	32,80	,0018
14	-,012	,0185	33,25	,0027
15	+,050	,0185	40,49	,0004



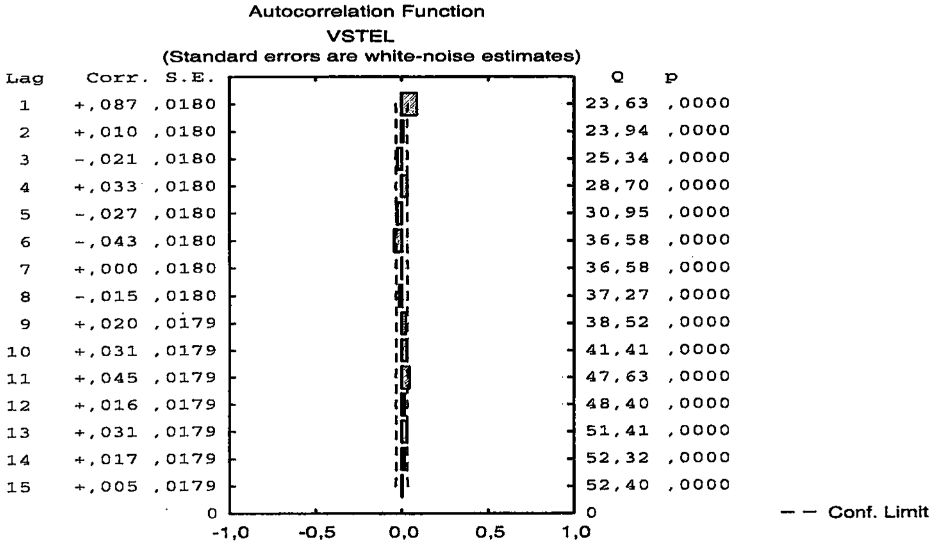
— — Conf. Limit

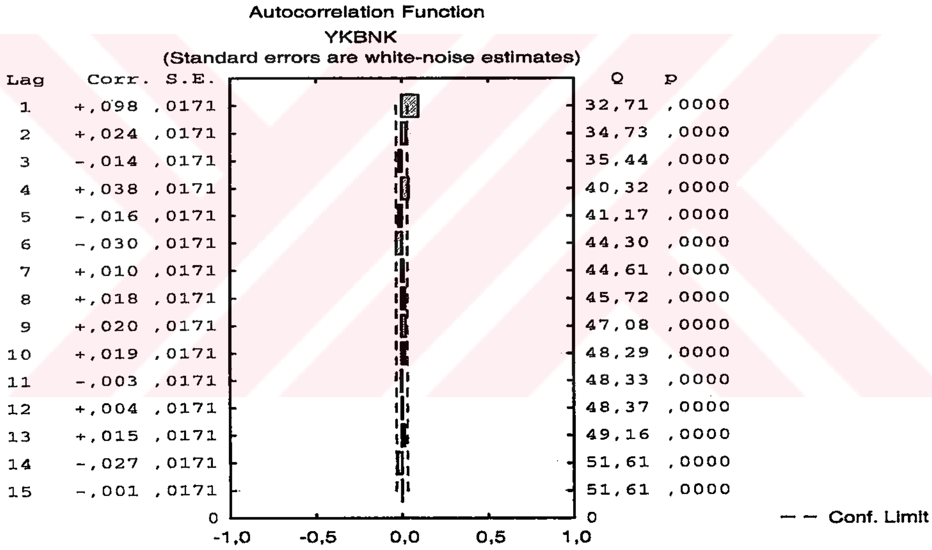
Autocorrelation Function
TUPRS
(Standard errors are white-noise estimates)

Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,061	,0185	10,83	,0010
2	+,044	,0185	16,55	,0003
3	+,024	,0185	18,28	,0004
4	+,026	,0185	20,19	,0005
5	+,018	,0185	21,14	,0008
6	-,030	,0185	23,83	,0006
7	+,001	,0185	23,83	,0012
8	+,042	,0185	28,88	,0003
9	+,020	,0185	30,11	,0004
10	+,023	,0185	31,72	,0004
11	-,011	,0185	32,05	,0008
12	+,027	,0185	34,20	,0006
13	+,000	,0185	34,20	,0011
14	+,015	,0185	34,87	,0015
15	-,010	,0185	35,16	,0023



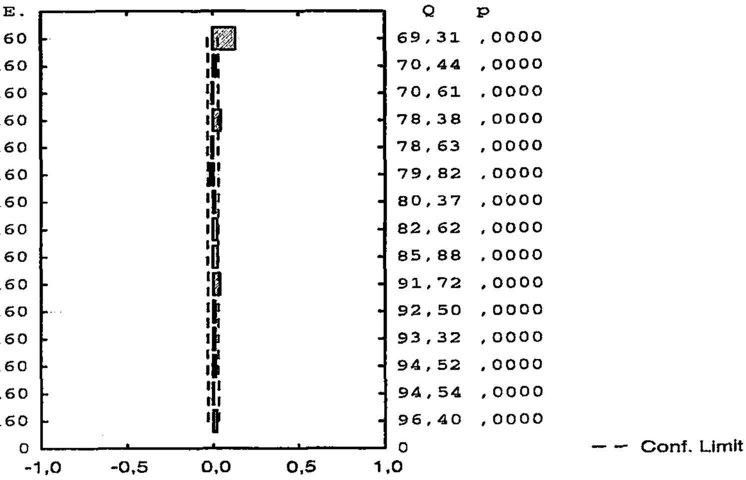
— — Conf. Limit


Autocorrelation Function
VSTEL
(Standard errors are white-noise estimates)
Lag Corr. S.E. Q p
1 +,087 ,0180 23,63 ,0000
2 +,010 ,0180 23,94 ,0000
3 -,021 ,0180 25,34 ,0000
4 +,033 ,0180 28,70 ,0000
5 -,027 ,0180 30,95 ,0000
6 -,043 ,0180 36,58 ,0000
7 +,000 ,0180 36,58 ,0000
8 -,015 ,0180 37,27 ,0000
9 +,020 ,0179 38,52 ,0000
10 +,031 ,0179 41,41 ,0000
11 +,045 ,0179 47,63 ,0000
12 +,016 ,0179 48,40 ,0000
13 +,031 ,0179 51,41 ,0000
14 +,017 ,0179 52,32 ,0000
15 +,005 ,0179 52,40 ,0000
0
0
-1,0 -0,5 0,0 0,5 1,0
Conf. Limit


Autocorrelation Function
YKBNK
(Standard errors are white-noise estimates)
Lag Corr. S.E. Q p
1 +,098 ,0171 32,71 ,0000
2 +,024 ,0171 34,73 ,0000
3 -,014 ,0171 35,44 ,0000
4 +,038 ,0171 40,32 ,0000
5 -,016 ,0171 41,17 ,0000
6 -,030 ,0171 44,30 ,0000
7 +,010 ,0171 44,61 ,0000
8 +,018 ,0171 45,72 ,0000
9 +,020 ,0171 47,08 ,0000
10 +,019 ,0171 48,29 ,0000
11 -,003 ,0171 48,33 ,0000
12 +,004 ,0171 48,37 ,0000
13 +,015 ,0171 49,16 ,0000
14 -,027 ,0171 51,61 ,0000
15 -,001 ,0171 51,61 ,0000
0
0
-1,0 -0,5 0,0 0,5 1,0
Conf. Limit

Autocorrelation Function
IMKB100
(Standard errors are white-noise estimates)

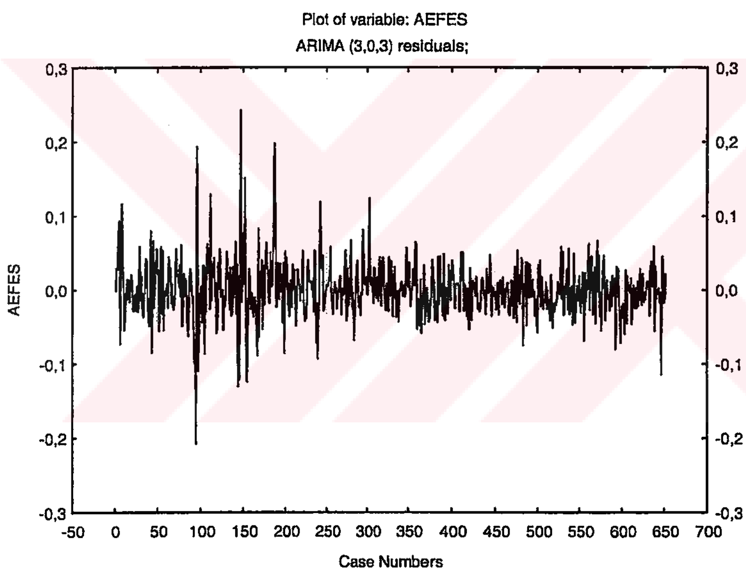
Lag	Corr.	S.E.	Q	p
1	+,133	,0160	69,31	,0000
2	+,017	,0160	70,44	,0000
3	-,007	,0160	70,61	,0000
4	+,045	,0160	78,38	,0000
5	-,008	,0160	78,63	,0000
6	-,017	,0160	79,82	,0000
7	+,012	,0160	80,37	,0000
8	+,024	,0160	82,62	,0000
9	+,029	,0160	85,88	,0000
10	+,039	,0160	91,72	,0000
11	+,014	,0160	92,50	,0000
12	+,015	,0160	93,32	,0000
13	+,018	,0160	94,52	,0000
14	-,002	,0160	94,54	,0000
15	+,022	,0160	96,40	,0000



EK 2. İMKB Ulusal-30 Portföyü Hisse Senetleri İle İMKB Ulusal-100 Endeksi Getirilerinin ARIMA Analizi Sonuçları

```
   Variable: AEFES
Transformations:
         Model: (3,0,3)
No. of obs.:  652     Initial SS= 1,0354 Final SS= ,99266(95,87%)  MS= ,00154
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

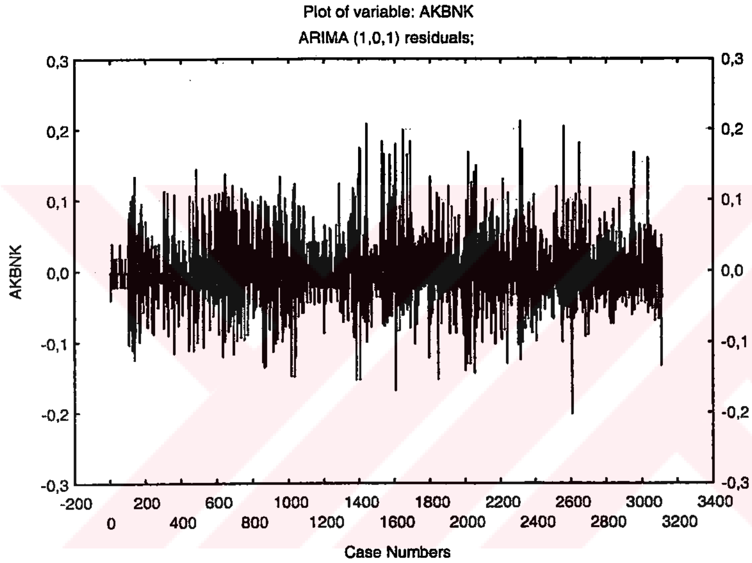
Paramet.	Input: AEFES (G-GETIRI) Transformations: none Model:(3,0,3) MS Residual=,00154					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(645)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,001408	0,000706	1,9941	0,046559	0,000022	0,002795
p(1)	0,565967	0,049373	11,4631	0,000000	0,469016	0,662919
p(2)	-0,513795	0,051922	-9,8955	0,000000	-0,615751	-0,411839
p(3)	0,803002	0,045567	17,6224	0,000000	0,713524	0,892480
q(1)	0,551964	0,032112	17,1886	0,000000	0,488907	0,615021
q(2)	-0,536536	0,032786	-16,3648	0,000000	-0,600917	-0,472156
q(3)	0,920005	0,029363	31,3319	0,000000	0,862346	0,977664




```
 Multiple Regression Results     Model(3,0,3)

Dependent: AEFES_1(3,0,3)          Multiple R =   ,97979027     F = 15595,52
                                       R²=   ,95998897     df =   1,650
No. of cases: 652           adjusted R²=   ,95992741      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,007816804
Intercept:  -,001204134  Std.Error: ,0003063  t(  650) = -3,931  p =  ,0001

        AEFES beta=,980
```

```
       Variable: AKBNK
Transformations:
         Model: (1,0,1)
No. of obs.:  3114    Initial SS= 5,7842 Final SS= 5,7524(99,45%)  MS= ,00185
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

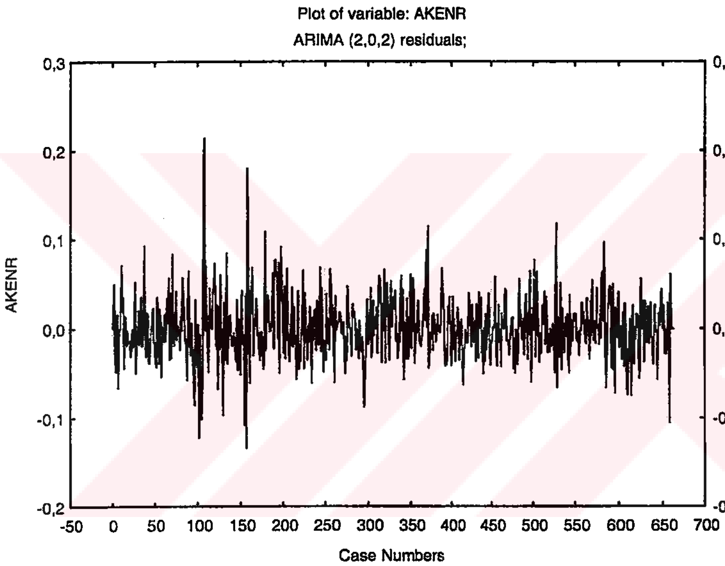
Paramet.	Input: AKBNK (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,1) MS Residual=,00185					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3111)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002745	0,000754	3,63907	0,000278	0,001266	0,004224
p(1)	-0,524565	0,237861	-2,20534	0,027503	-0,990944	-0,058185
q(1)	-0,492126	0,242940	-2,02571	0,042880	-0,968464	-0,015787




```
 Multiple Regression Results     Model(1,0,1)

Dependent: AKBNK_1          Multiple R =   ,99927504      F = 2143982,
                                    R²=   ,99855060     df =    1,3112
No. of cases: 3114          adjusted R²=   ,99855013      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,001636814
Intercept:   -,002740691  Std.Error: ,0000294  t( 3112) = -93,25  p = 0,0000

        AKBNK beta=,999
```

```
       Variable: AKENR
Transformations:
         Model: (2,0,2)
No. of obs.:  663     Initial SS= ,91468 Final SS= ,89886(98,27%)  MS= ,00136
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

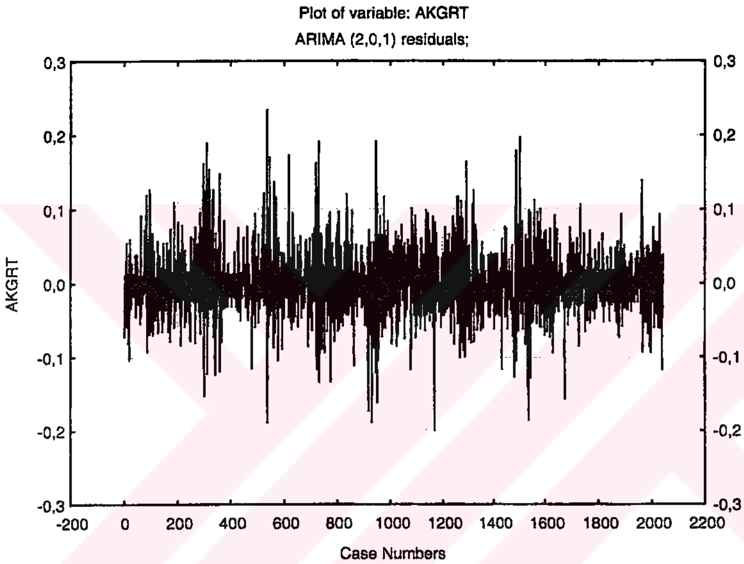
	Input: AKENR (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,2) MS Residual=,00136					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(659)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
p(1)	1,535864	0,007398	207,604	0,00	1,52134	1,550391
p(2)	-0,986136	0,007505	-131,397	0,00	-1,00087	-0,971400
q(1)	1,557345	0,003803	409,557	0,00	1,54988	1,564811
q(2)	-0,999617	0,002962	-337,474	0,00	-1,00543	-0,993801




```
Multiple Regression Results      Model(2,0,2)

Dependent: AKENR_1          Multiple R =   ,99126333     F = 37334,02
                                   R²=   ,98260298    df =    1,661
No. of cases: 663           adjusted R²=   ,98257666     p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004863301
Intercept:  -,000576259  Std.Error: ,0001889  t(  661) = -3,051  p =   ,0024

        AKENR beta=,991
```

```
        Variable: AKGRT
Transformations:
          Model: (2,0,1)
No. of obs.:  2043    Initial SS= 4,2316 Final SS= 4,1916(99,06%)  MS= ,00206
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

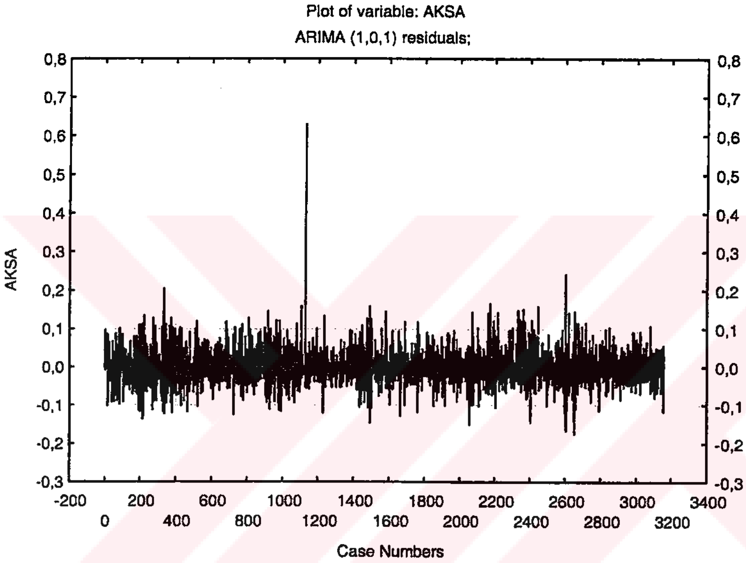
Paramet.	Input: AKGRT (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,1) MS Residual=,00206					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2039)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003205	0,001069	2,99925	0,002739	0,001109	0,005301
p(1)	-0,748011	0,095012	-7,87281	0,000000	-0,934341	-0,561680
p(2)	0,065557	0,022211	2,95154	0,003198	0,021998	0,109115
q(1)	-0,791865	0,092951	-8,51918	0,000000	-0,974154	-0,609577




```
Multiple Regression Results      Model(2,0,1)

Dependent: AKGRT_1          Multiple R =    ,99774653      F = 451326,5
                                    R²=    ,99549813     df =    1,2041
No. of cases: 2043          adjusted R²=    ,99549593      p = 0,000000
             Standard error of estimate:    ,003040655
Intercept:   -,003192077  Std.Error: ,0000674  t( 2041) = -47,33  p = 0,0000

        AKGRT beta=,998
```

```
Variable: AKSA
Transformations:
          Model: (1,0,1)
No. of obs.:  3159    Initial SS= 6,3610 Final SS= 6,3032(99,09%)  MS= ,00200
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

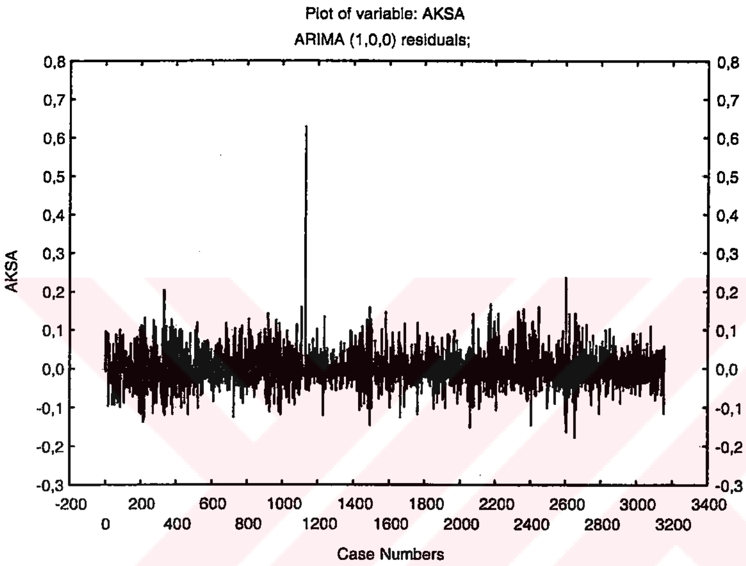
	Input: AKSA (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,1) MS Residual=,00200					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3156)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003108	0,000900	3,454871	0,000558	0,001344	0,004872
p(1)	0,597228	0,157541	3,790926	0,000153	0,288334	0,906122
q(1)	0,544382	0,164584	3,307620	0,000951	0,221679	0,867085




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,1)

Dependent: AKSA_1           Multiple R =   ,99783656      F = 727259,7
                                    R²=   ,99567781     df =   1,3157
No. of cases: 3159          adjusted R²=   ,99567644      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,002937612
Intercept:   -,003093483  Std.Error: ,0000524  t( 3157) = -59,05  p = 0,0000

         AKSA beta=,998
```

```
        Variable: AKSA
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3159    Initial SS= 6,3610 Final SS= 6,3138(99,26%)  MS= ,00200
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

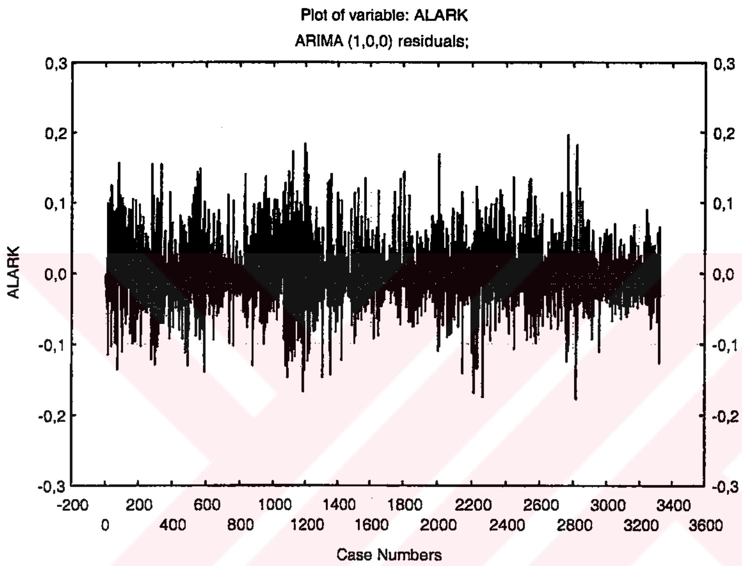
Paramet.	Input: AKSA (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00200					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3157)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003104	0,000839	3,699788	0,000219	0,001459	0,004748
p(1)	0,051358	0,017776	2,889244	0,003888	0,016505	0,086211




```
Multiple Regression Results

Dependent: AKSA_1           Multiple R =   ,99868029      F = 1193731,
                                    R²=   ,99736233     df =    1,3157
No. of cases: 3159          adjusted R²=   ,99736149      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,002296784
Intercept:   -,003095502  Std.Error: ,0000410  t( 3157) = -75,57  p = 0,0000

         AKSA beta=,999
```

```
        Variable: ALARK
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3323    Initial SS= 7,1175 Final SS= 6,9772(98,03%)  MS= ,00210
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

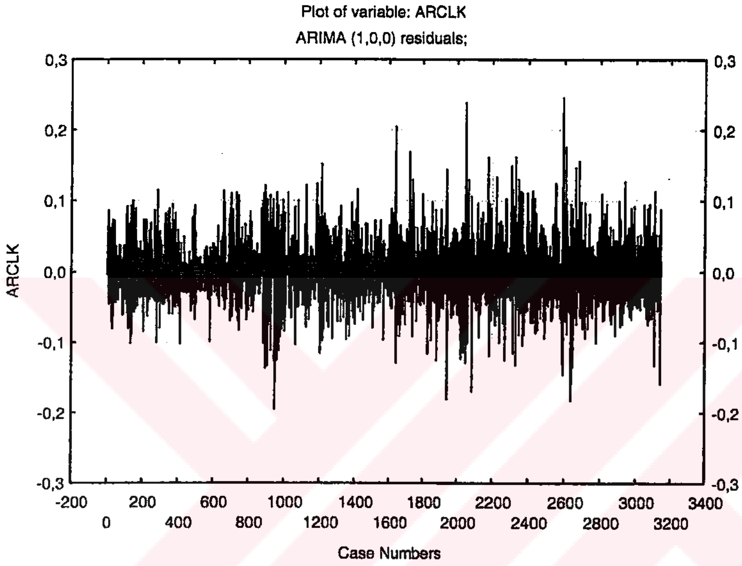
	Input: ALARK (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00210					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3321)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,004134	0,000892	4,633108	0,000004	0,002385	0,005883
p(1)	0,108761	0,017254	6,303693	0,000000	0,074933	0,142590




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: ALARK_1          Multiple R =   ,99406865      F = 277464,8
                                    R²=   ,98817248     df =    1,3321
No. of cases: 3323          adjusted R²=   ,98816892      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004984855
Intercept:  -,004086203  Std.Error: ,0000868  t( 3321) = -47,06  p = 0,0000

        ALARK beta=,994
```

```
        Variable: ARCLK
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3147    Initial SS= 5,8672 Final SS= 5,8137(99,09%)  MS= ,00185
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

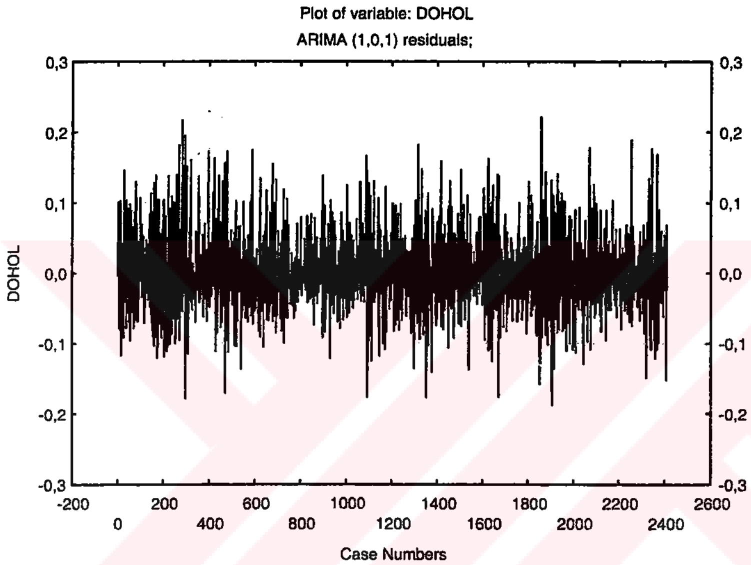
Paramet.	Input: ARCLK (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00185					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3145)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003174	0,000816	3,887035	0,000104	0,001573	0,004774
p(1)	0,061070	0,017801	3,430722	0,000610	0,026168	0,095973




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: ARCLK_1          Multiple R =  ,99813347      F = 840112,6
                                   R²=  ,99627042     df =    1,3145
No. of cases: 3147          adjusted R²=  ,99626923      p = 0,000000
                  Standard error of estimate:  ,002625713
Intercept:   -,003161751  Std.Error: ,0000469  t( 3145) = -67,37  p = 0,0000

           ARCLK beta=,998
```

Variable: DOHOL
Transformations:
Model: (1,0,1)
No. of obs.: 2413 Initial SS= 6,8534 Final SS= 6,7715(98,81%) MS= ,00281
Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05

	Input: DOHOL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,1) MS Residual=,00281					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2410)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003609	0,001397	2,582968	0,009854	0,000869	0,006349
p(1)	0,840045	0,161996	5,185606	0,000000	0,522380	1,157710
q(1)	0,792918	0,183323	4,325256	0,000016	0,433431	1,152404



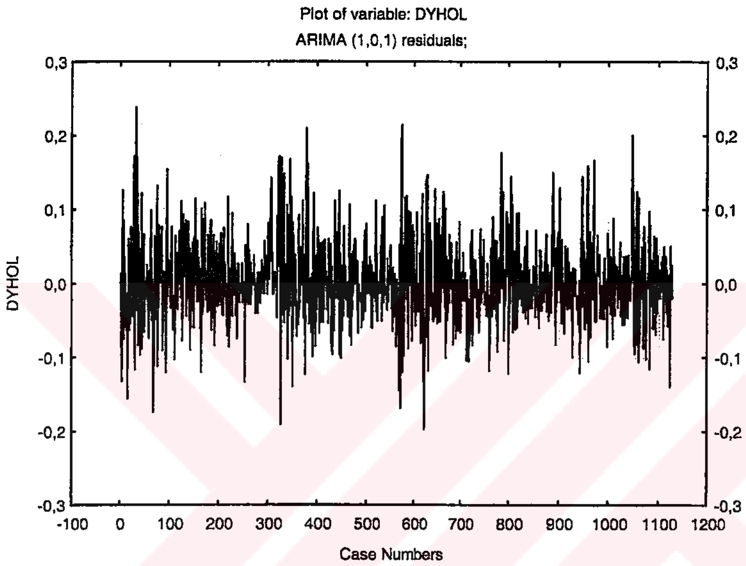
Multiple Regression Results Model(1,0,1)

Dependent: DOHOL_1 Multiple R = ,99624853 F = 319533,8
R²= ,99251114 df = 1,2411
No. of cases: 2413 adjusted R²= ,99250803 p = 0,000000
Standard error of estimate: ,004586192
Intercept: -,003576269 Std.Error: ,0000936 t(2411) = -38,22 p = 0,0000

DOHOL beta=,996

```
      Variable: DYHOL
Transformations:
         Model: (1,0,1)
No. of obs.:  1129    Initial SS= 3,6591 Final SS= 3,6324(99,27%)  MS= ,00322
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

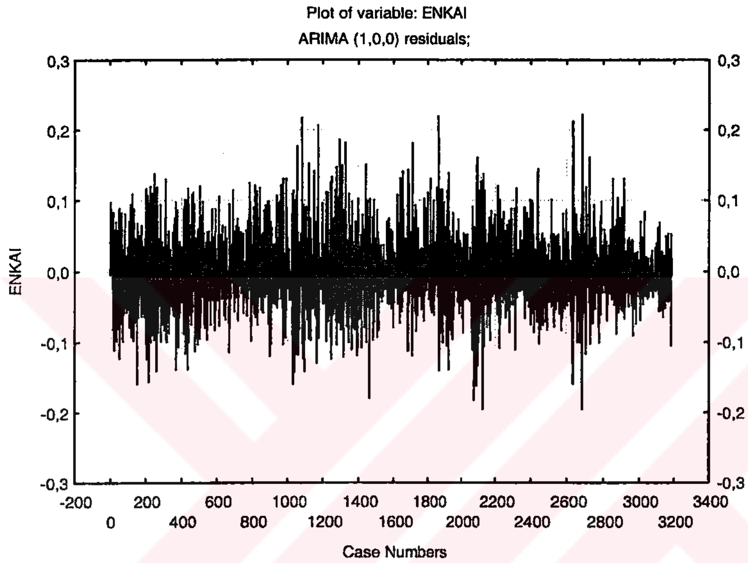
	Input: DYHOL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,1) MS Residual=,00322				
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(1127)	p	Lower 95% Conf
p(1)	0,946418	0,035236	26,85926	0,00	0,877282
q(1)	0,918701	0,042398	21,66852	0,00	0,835513




```
 Multiple Regression Results     Model(1,0,1)

Dependent: DYHOL_1          Multiple R =  ,99644565     F = 157693,6
                                    R²=  ,99290394    df =   1,1127
No. of cases: 1129          adjusted R²=  ,99289765     p = 0,000000
            Standard error of estimate:  ,004780575
Intercept:  -,000825278  Std.Error: ,0001424  t( 1127) = -5,795  p =  ,0000

       DYHOL beta=,996
```

```
       Variable: ENKAI
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3189    Initial SS= 7,9191 Final SS= 7,8089(98,61%)  MS= ,00245
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

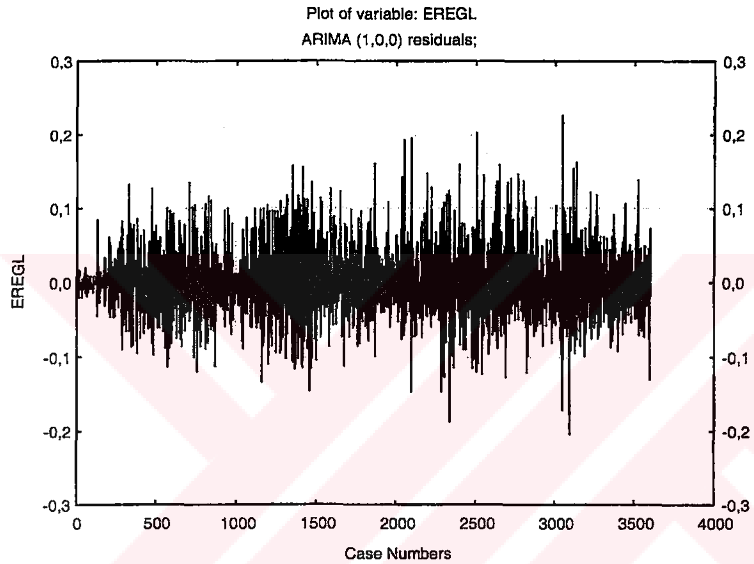
	Input: ENKAI (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00245					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3187)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,004748	0,000943	5,037876	0,000000	0,002900	0,006596
p(1)	0,069892	0,017673	3,954726	0,000078	0,035240	0,104543




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: ENKAI_1          Multiple R =  ,99755461     F = 649243,9
                                   R²=   ,99511519    df =   1,3187
No. of cases: 3189          adjusted R²=  ,99511366     p = 0,000000
             Standard error of estimate:  ,003459613
Intercept:  -,004725251  Std.Error: ,0000615  t( 3187) = -76,78  p = 0,0000

        ENKAI beta=,998
```

```
       Variable: EREGL
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3602    Initial SS= 6,6844 Final SS= 6,6208(99,05%)  MS= ,00184
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
            Const.  p(1)
```

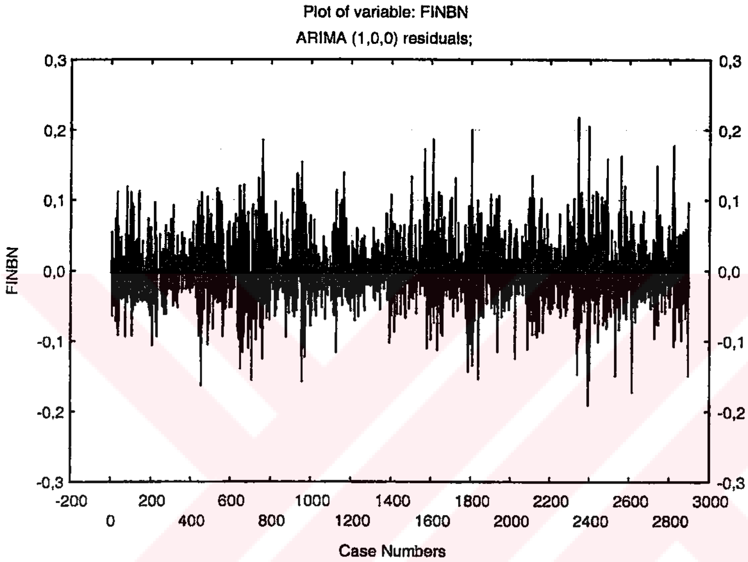
	Input: EREGL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00184					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3600)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002693	0,000773	3,486403	0,000495	0,001179	0,004208
p(1)	0,075036	0,016623	4,514071	0,000007	0,042445	0,107627




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: EREGL_1          Multiple R =   ,99718097      F = 635818,3
                                    R²=   ,99436988     df =   1,3600
No. of cases: 3602          adjusted R²=   ,99436832      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,003217823
Intercept:   -,002678531  Std.Error: ,0000537  t( 3600) = -49,86  p = 0,0000

        EREGL beta=,997
```

```
        Variable: FINBN
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2899    Initial SS= 5,4229 Final SS= 5,3481(98,62%)  MS= ,00185
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

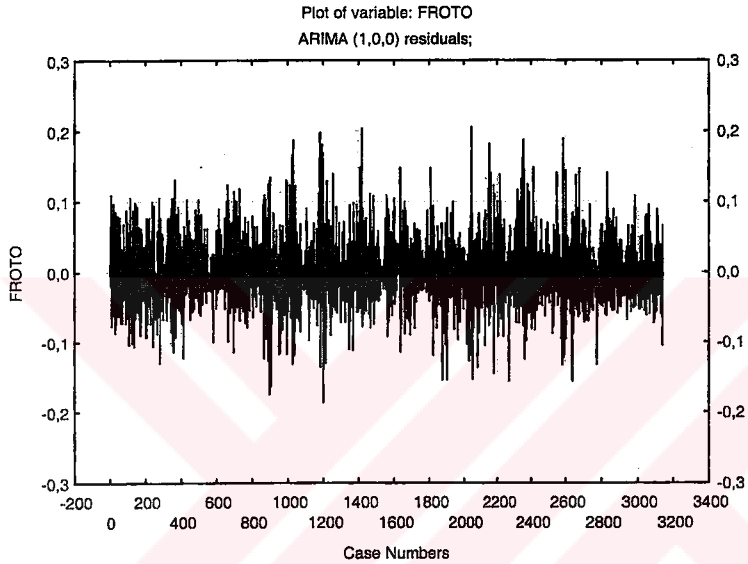
Paramet.	Input: FINBN (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00185					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2897)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002991	0,000882	3,391316	0,000705	0,001262	0,004721
p(1)	0,095157	0,018500	5,143761	0,000000	0,058884	0,131431




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: FINBN_1          Multiple R =   ,99546327     F = 317111,9
                                    R²=    ,99094713    df =   1,2897
No. of cases: 2899          adjusted R²=   ,99094400     p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004088058
Intercept:   -,002965403   Std.Error: ,0000761  t( 2897) = -38,96  p = 0,0000

        FINBN beta=,995
```

```
        Variable: FROTO
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3143    Initial SS= 6,4936 Final SS= 6,4444(99,24%)  MS= ,00205
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

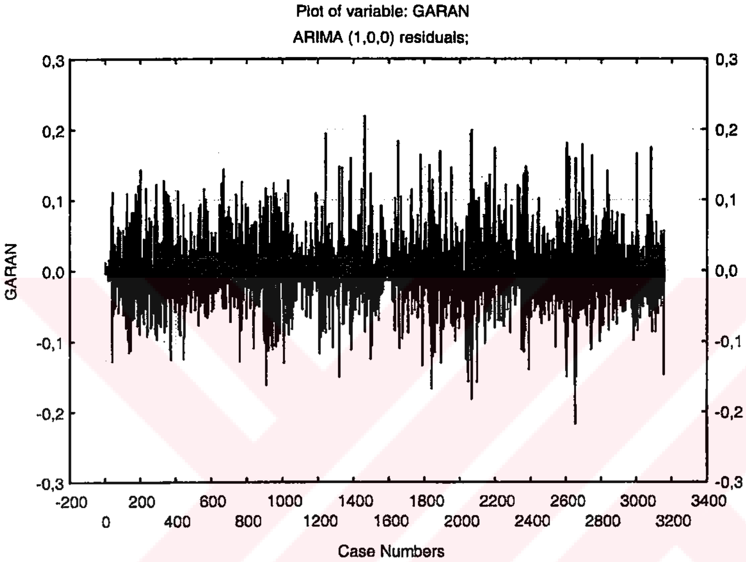
Paramet.	Input: FROTO (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00205					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3141)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003418	0,000845	4,044186	0,000054	0,001761	0,005075
p(1)	0,043965	0,017828	2,466126	0,013711	0,009010	0,078921




```
Multiple Regression Results

Dependent: FROTO_1          Multiple R =   ,99903305      F = 1621829,
                                    R²=    ,99806704     df =    1,3141
No. of cases: 3143          adjusted R²=   ,99806643      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,001991446
Intercept:  -,003411531  Std.Error: ,0000356  t( 3141) = -95,77   p = 0,0000

        FROTO beta=,999
```

```
        Variable: GARAN
Transformations:
           Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3160    Initial SS= 7,0459 Final SS= 6,9960(99,29%)  MS= ,00222
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

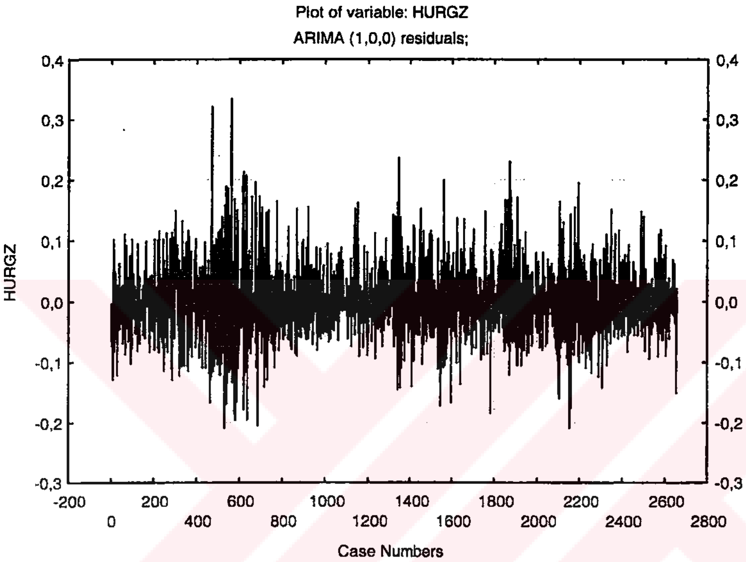
	Input: GARAN (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00222					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3158)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003287	0,000879	3,739166	0,000188	0,001563	0,005011
p(1)	0,047393	0,017780	2,665562	0,007725	0,012532	0,082254




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: GARAN_1          Multiple R =   ,99887635     F = 1402876,
                                    R²=   ,99775397    df =    1,3158
No. of cases: 3160          adjusted R²=   ,99775325     p = 0,000000
            Standard error of estimate:   ,002230630
Intercept:   -,003280042  Std.Error: ,0000398  t( 3158) = -82,46  p = 0,0000

       GARAN beta=,999
```

```
       Variable: HURGZ
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2659    Initial SS= 8,3164 Final SS= 8,2183(98,82%)  MS= ,00309
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

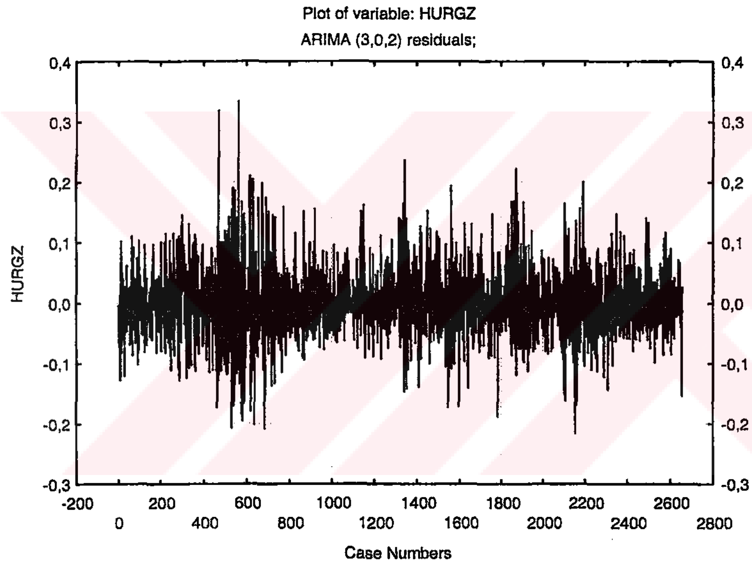
	Input: HURGZ (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00309					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2657)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,004040	0,001174	3,440738	0,000589	0,001738	0,006342
p(1)	0,081318	0,019340	4,204595	0,000027	0,043395	0,119242




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: HURGZ_1          Multiple R =   ,99668831      F = 399163,0
                                   R²=   ;99338759     df =    1,2657
No. of cases: 2659          adjusted R²=   ,99338510      p = 0,000000
              Standard error of estimate:  ,004522453
Intercept:   -,004013870   Std.Error: ,0000879   t( 2657) = -45,65   p = 0,0000

        HURGZ beta=,997
```

```
        Variable: HURGZ
Transformations:
          Model: (3,0,2)
No. of obs.:  2659    Initial SS= 8,3164 Final SS= 8,1809(98,37%)  MS= ,00308
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

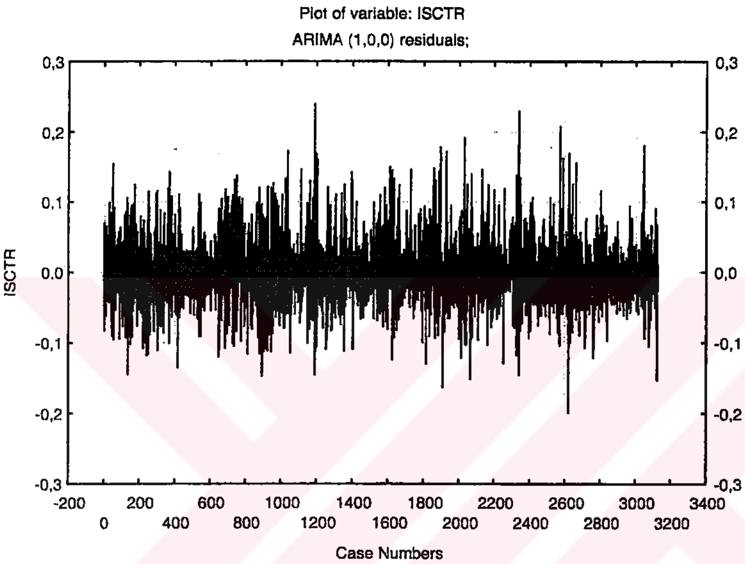
Paramet.	Input: HURGZ (G-GETIRI) Transformations: none Model:(3,0,2) MS Residual=,00308					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2653)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,004041	0,001178	3,429	0,000614	0,00173	0,006352
p(1)	-0,545868	0,019694	-27,718	0,000000	-0,58448	-0,507251
p(2)	-0,939813	0,012445	-75,516	0,000000	-0,96422	-0,915410
p(3)	0,088535	0,019566	4,525	0,000006	0,05017	0,126901
q(1)	-0,628677	0,003919	-160,402	0,000000	-0,63636	-0,620991
q(2)	-0,993961	0,004368	-227,551	0,000000	-1,00253	-0,985395




```
Multiple Regression Results      Model(3,0,2)

Dependent: HURGZ_1          Multiple R =   ,99442048      F = 236112,2
                                   R²=   ,98887210     df =    1,2657
No. of cases: 2659          adjusted R²=   ,98886791      p = 0,000000
            Standard error of estimate:   ,005853442
Intercept:  -,003995628  Std.Error: ,0001138  t( 2657) = -35,11  p = 0,0000

       HURGZ beta=,994
```

```
        Variable: ISCTR
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3127    Initial SS= 7,1458 Final SS= 7,0398(98,52%)  MS= ,00225
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

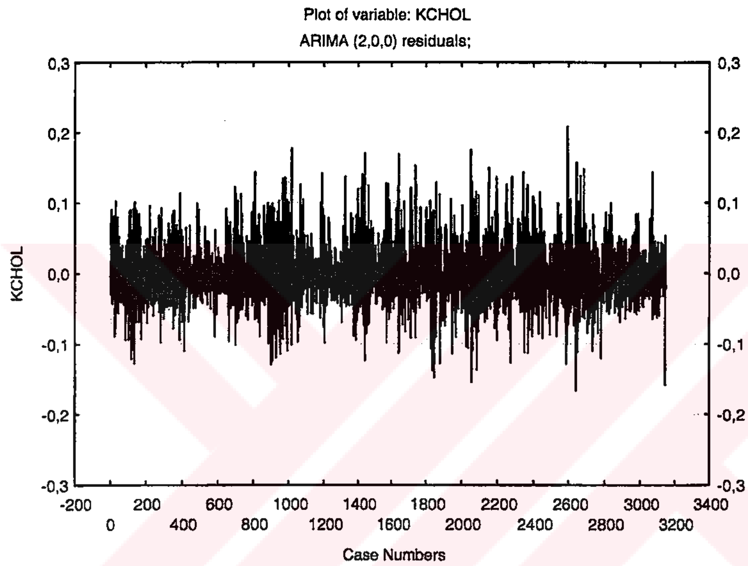
	Input: ISCTR (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00225					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3125)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003438	0,000942	3,651013	0,000265	0,001592	0,005285
p(1)	0,098533	0,017805	5,533915	0,000000	0,063622	0,133445




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: ISCTR_1         Multiple R =   ,99513412      F = 318771,6
                                  R²=   ,99029191     df =    1,3125
No. of cases: 3127        adjusted R²=   ,99028881      p = 0,000000
            Standard error of estimate:  ,004676512
Intercept:  -,003405566  Std.Error: ,0000838  t( 3125) = -40,62  p = 0,0000

        ISCTR beta=,995
```

```
       Variable: KCHOL
Transformations:
          Model: (2,0,0)
No. of obs.:  3149    Initial SS= 6,0397 Final SS= 5,9603(98,68%)  MS= ,00189
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

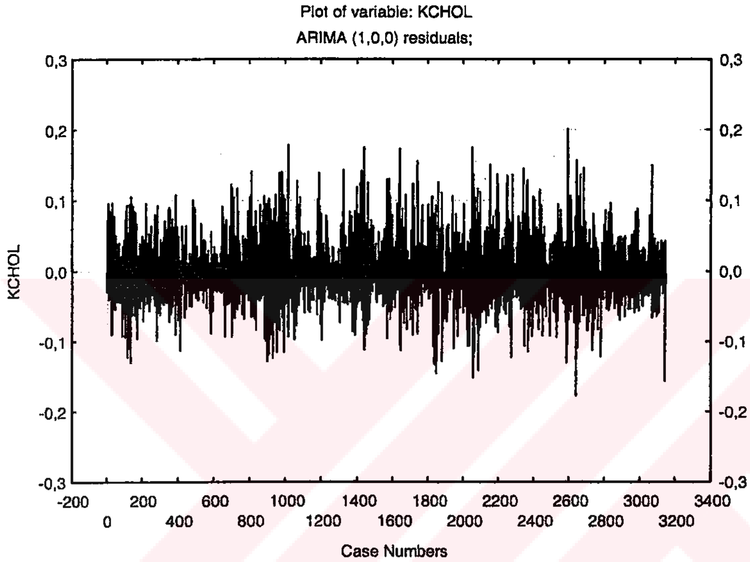
Paramet.	Input: KCHOL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,0) MS Residual=,00189					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3146)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003127	0,000885	3,535501	0,000413	0,001393	0,004862
p(1)	0,055604	0,017792	3,125261	0,001793	0,020719	0,090489
p(2)	0,067461	0,017792	3,791565	0,000153	0,032575	0,102347




```
 Multiple Regression Results     Model(2,0,0)

Dependent: KCHOL_1          Multiple R =   ,99594726      F = 385897,6
                                   R²=   ,99191095     df =    1,3147
No. of cases: 3149          adjusted R²=   ,99190838      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,003914110
Intercept:   -,003103532  Std.Error: ,0000699  t( 3147) = -44,38  p = 0,0000

        KCHOL beta=,996
```

```
       Variable: KCHOL
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3149    Initial SS= 6,0397 Final SS= 5,9875(99,14%)  MS= ,00190
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

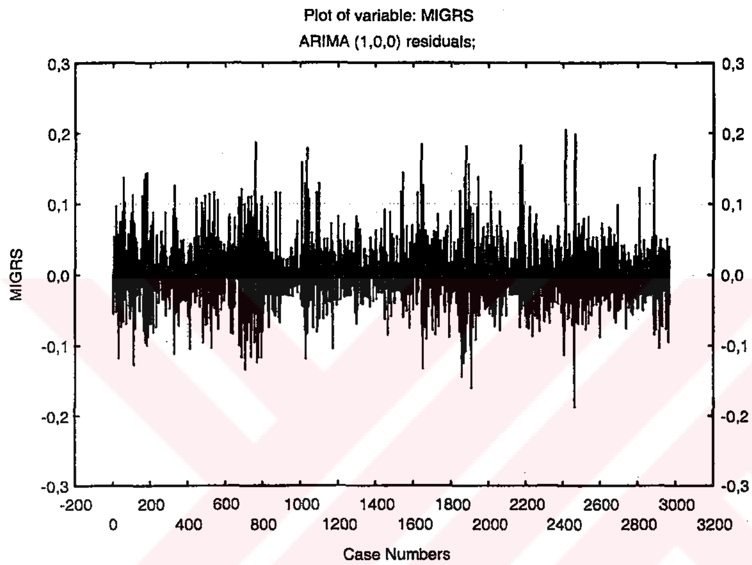
	Input: KCHOL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00190					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3147)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003129	0,000827	3,785186	0,000156	0,001508	0,004750
p(1)	0,059622	0,017798	3,349928	0,000818	0,024725	0,094519




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: KCHOL_1          Multiple R =   ,99822110      F = 882176,9
                                    R²=   ,99644537     df =    1,3147
No. of cases: 3149          adjusted R²=   ,99644424      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,002600590
Intercept:   -,003118515  Std.Error: ,0000465  t( 3147) = -67,12  p = 0,0000

        KCHOL beta=,998
```

```
        Variable: MIGRS
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2969    Initial SS= 4,6351 Final SS= 4,5830(98,88%)   MS= ,00154
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

	Input: MIGRS (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00154					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2967)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003896	0,000751	5,189619	0,000000	0,002424	0,005369
p(1)	0,039173	0,018355	2,134205	0,032908	0,003183	0,075162

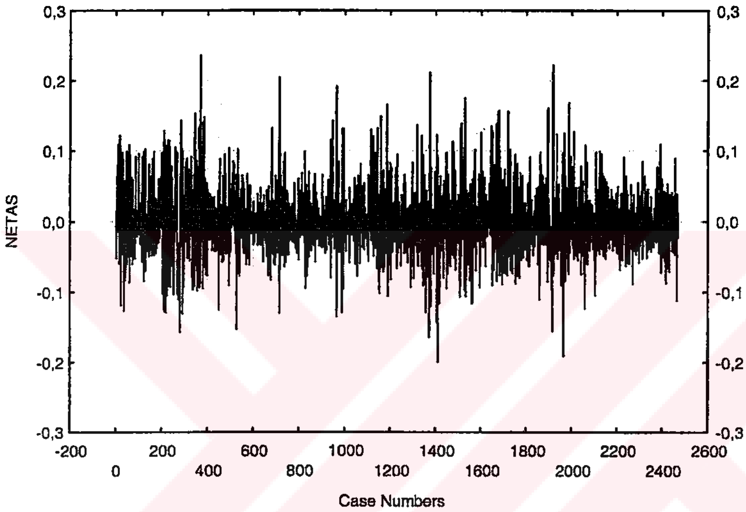



```
Multiple Regression Results        Model(2,0,0)

Dependent: KCHOL_1          Multiple R =   ,99594726      F = 385897,6
                                    R²=    ,99191095     df =   1,3147
No. of cases: 3149          adjusted R²=   ,99190838      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,003914110
Intercept:   -,003103532  Std.Error: ,0000699  t( 3147) = -44,38  p = 0,0000

        KCHOL beta=,996
```

```
       Variable: NETAS
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2472    Initial SS= 5,6014 Final SS= 5,5119(98,40%)  MS= ,00223
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

	Input: NETAS (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00223					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2470)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003261	0,001063	3,065980	0,002193	0,001175	0,005346
p(1)	0,106482	0,020012	5,321015	0,000000	0,067241	0,145723

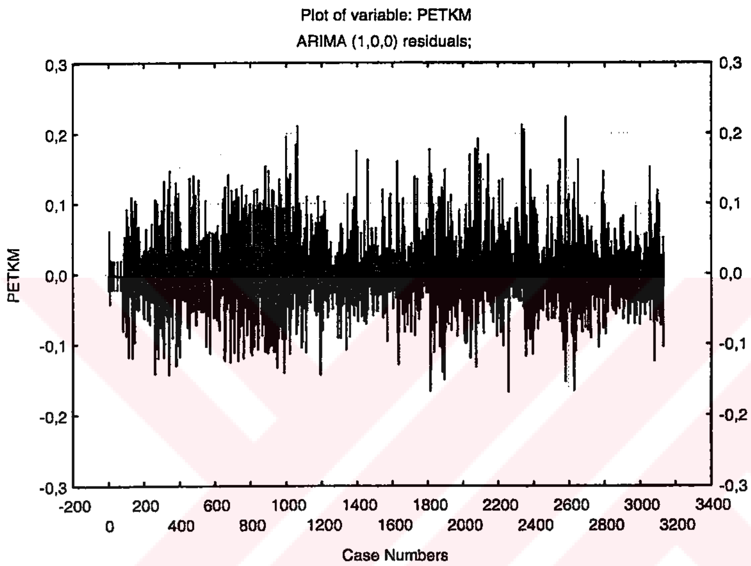
Plot of variable: NETAS
ARIMA (1,0,0) residuals;




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: NETAS_1          Multiple R =   ,99431512      F = 215392,3
                                    R²=   ,98866256     df =    1,2470
No. of cases: 2472          adjusted R²=   ,98865797      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,005029881
Intercept:  -,003224711  Std.Error: ,0001014  t( 2470) = -31,80  p = 0,0000

        NETAS beta=,994
```

```
        Variable: PETKM
Transformations:
           Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3135     Initial SS= 7,8910 Final SS= 7,8348(99,29%)   MS= ,00250
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

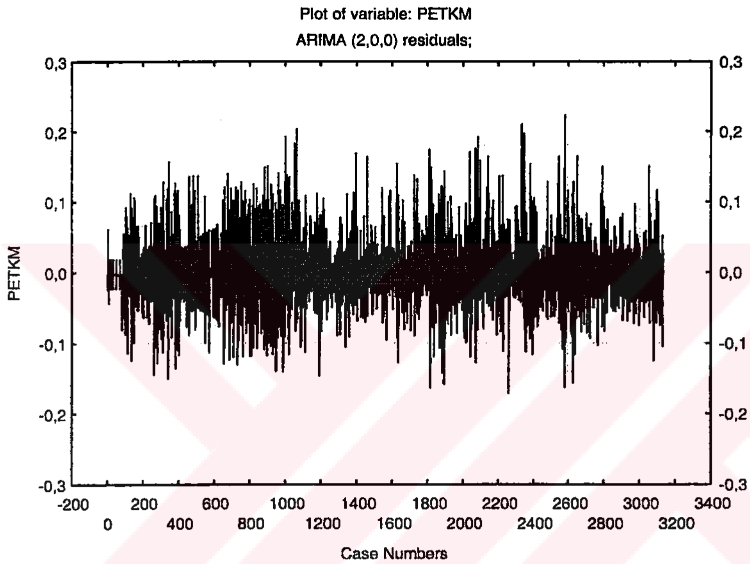
Paramet.	Input: PETKM (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00250					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3133)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003160	0,000947	3,337885	0,000854	0,001304	0,005016
p(1)	0,056342	0,017842	3,157870	0,001604	0,021359	0,091326




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: PETKM_1          Multiple R =    ,99841150      F = 983802,4
                                    R²=    ,99682553     df =    1,3133
No. of cases: 3135          adjusted R²=   ,99682451      p = 0,000000
            Standard error of estimate:    ,002817535
Intercept:  -,003149634  Std.Error: ,0000504  t( 3133) = -62,47  p = 0,0000

        PETKM beta=,998
```

```
Variable: PETKM
Transformations:
       Model: (2,0,0)
No. of obs.:  3135    Initial SS= 7,8910 Final SS= 7,7982(98,82%)  MS= ,00249
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

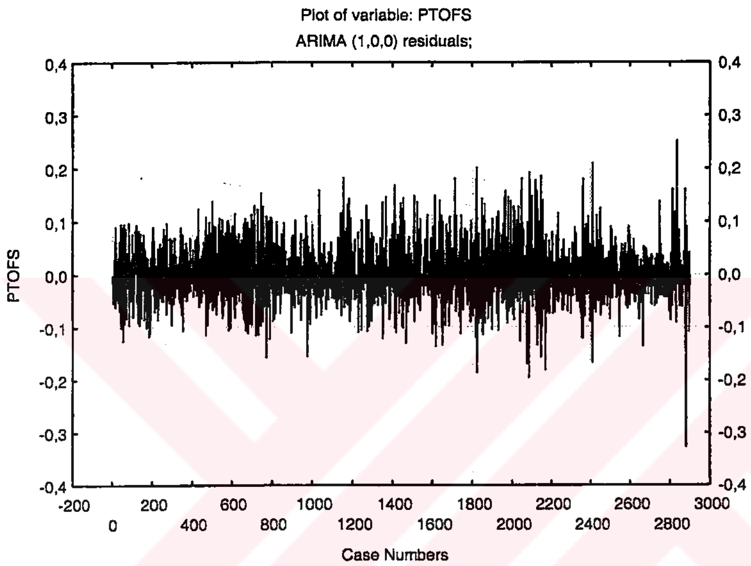
	Input: PETKM (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,0) MS Residual=,00249					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3132)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003159	0,001014	3,116250	0,001848	0,001172	0,005147
p(1)	0,052491	0,017833	2,943528	0,003269	0,017526	0,087456
p(2)	0,068343	0,017831	3,832777	0,000129	0,033381	0,103305




```
Multiple Regression Results      Model(2,0,0)

Dependent: PETKM_1          Multiple R =   ,99607732      F = 396996,1
                                   R²=   ,99217003     df =    1,3133
No. of cases: 3135          adjusted R²=   ,99216753      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004414658
Intercept:   -,003134247  Std.Error: ,0000790  t( 3133) = -39,67  p = 0,0000

        PETKM beta=,996
```

```
      Variable: PTOFS
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2901    Initial SS= 7,2608 Final SS= 7,1892(99,01%)  MS= ,00248
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

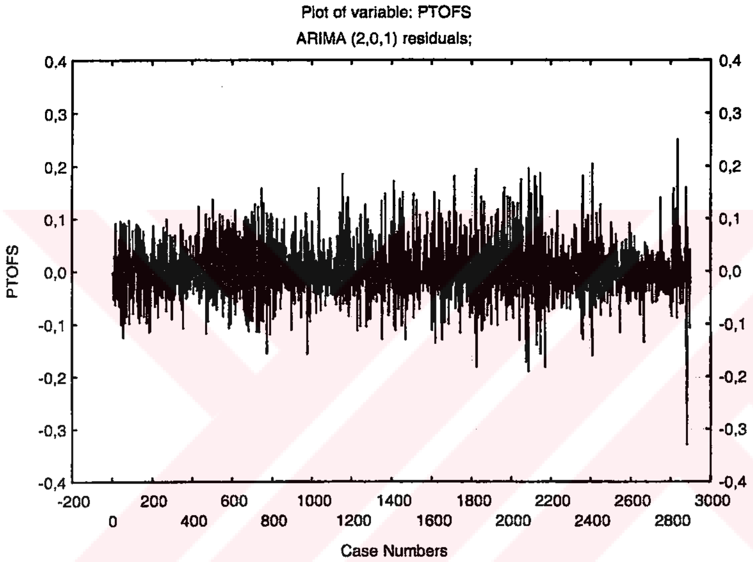
Paramet.	Input: PTOFS (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00248					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2899)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003751	0,000989	3,791496	0,000153	0,001811	0,005691
p(1)	0,065371	0,018537	3,526539	0,000428	0,029024	0,101718




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: PTOFS_1          Multiple R =   ,99786115      F = 675528,1
                                   R²=   ,99572688     df =    1,2899
No. of cases: 2901          adjusted R²=   ,99572541      p = 0,000000
             Standard error of estimate:  ,003255273
Intercept:   -,003735916  Std.Error: ,0000606  t( 2899) = -61,64  p = 0,0000

       PTOFS beta=,998
```

```
       Variable: PTOFS
Transformations:
          Model: (2,0,1)
No. of obs.:  2901    Initial SS= 7,2608 Final SS= 7,1694(98,74%)  MS= ,00247
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

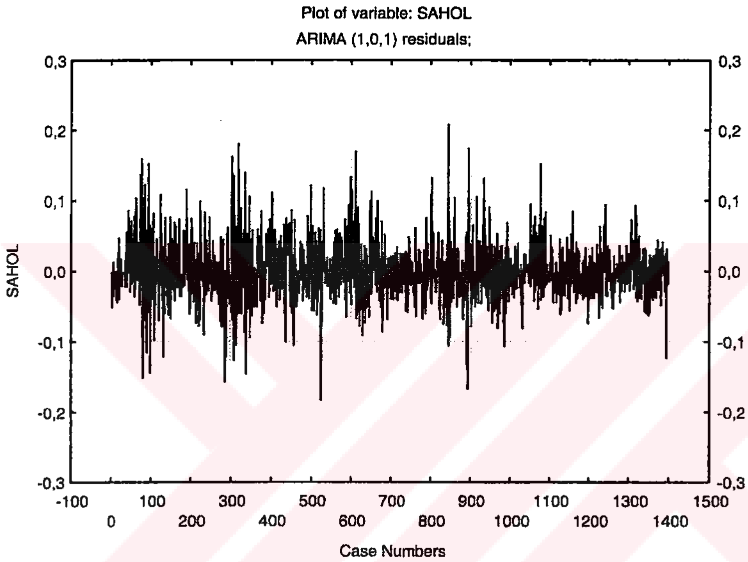
	Input: PTOFS (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,1) MS Residual=,00247					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2897)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003751	0,001016	3,69113	0,000227	0,001758	0,005744
p(1)	-0,532134	0,147187	-3,61535	0,000305	-0,820737	-0,243532
p(2)	0,080995	0,018927	4,27932	0,000019	0,043883	0,118106
q(1)	-0,596394	0,146797	-4,06271	0,000050	-0,884231	-0,308557




```
Multiple Regression Results      Model(2,0,1)

Dependent: PTOFS_1          Multiple R =   ,99648901     F = 410673,2
                                   R²=   ,99299034    df =    1,2899
No. of cases: 2901          adjusted R²=   ,99298792     p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004163568
Intercept:  -,003725624  Std.Error: ,0000775  t( 2899) = -48,06  p = 0,0000

        PTOFS beta=,996
```

```
        Variable: SAHOL
Transformations:
        Model: (1,0,1)
No. of obs.:  1399    Initial SS= 2,6621 Final SS= 2,6333(98,92%)  MS= ,00189
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

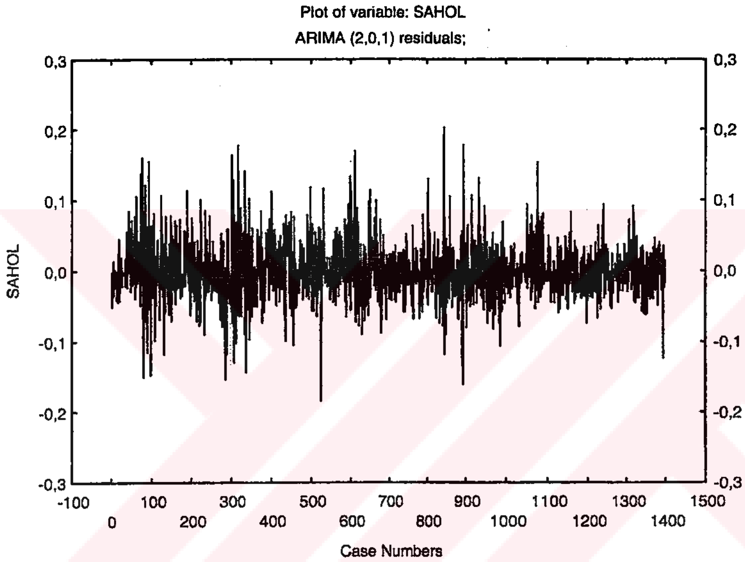
	Input: SAHOL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,1) MS Residual=,00189					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(1396)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002663	0,001129	2,35977	0,018423	0,000449	0,004877
p(1)	-0,797655	0,084643	-9,42379	0,000000	-0,963696	-0,631614
q(1)	-0,746598	0,092379	-8,08193	0,000000	-0,927814	-0,565382




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,1)

Dependent: SAHOL_1          Multiple R =   ,99643596      F = 194938,1
                                   R²=   ,99288462     df =    1,1397
No. of cases: 1399          adjusted R²=   ,99287952      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,003662290
Intercept:   -,002644506  Std.Error: ,0000981  t( 1397) = -26,96  p = 0,0000

        SAHOL beta=,996
```

```
        Variable: SAHOL
Transformations:
          Model: (2,0,1)
No. of obs.:  1399    Initial SS= 2,6621 Final SS= 2,6269(98,68%)  MS= ,00188
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

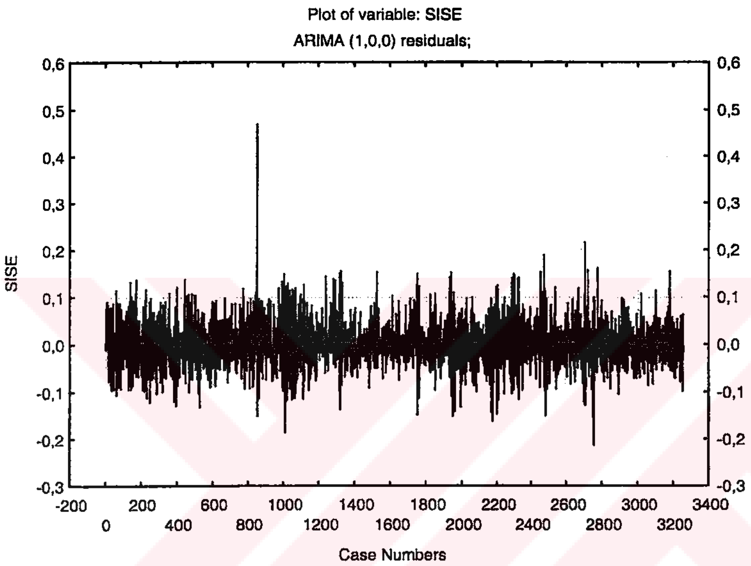
Paramet.	Input: SAHOL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,1) MS Residual=,00188					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(1395)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf.
Constant	0,002662	0,001189	2,23952	0,025279	0,000330	0,004994
p(1)	-0,644501	0,130864	-4,92497	0,000001	-0,901212	-0,387790
p(2)	0,057265	0,029715	1,92713	0,054166	-0,001026	0,115557
q(1)	-0,625660	0,129008	-4,84977	0,000001	-0,878731	-0,372589




```
Multiple Regression Results      Model(2,0,1)

Dependent: SAHOL_1          Multiple R =   ,99522235      F = 145154,7
                                   R²=   ,99046752     df =    1,1397
No. of cases: 1399          adjusted R²=   ,99046070      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004233769
Intercept:   -,002637150  Std.Error: ,0001134  t( 1397) = -23,25  p = 0,0000

        SAHOL beta=,995
```

```
      Variable: SISE
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3261    Initial SS= 7,2766 Final SS= 7,2224(99,26%)  MS= ,00222
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

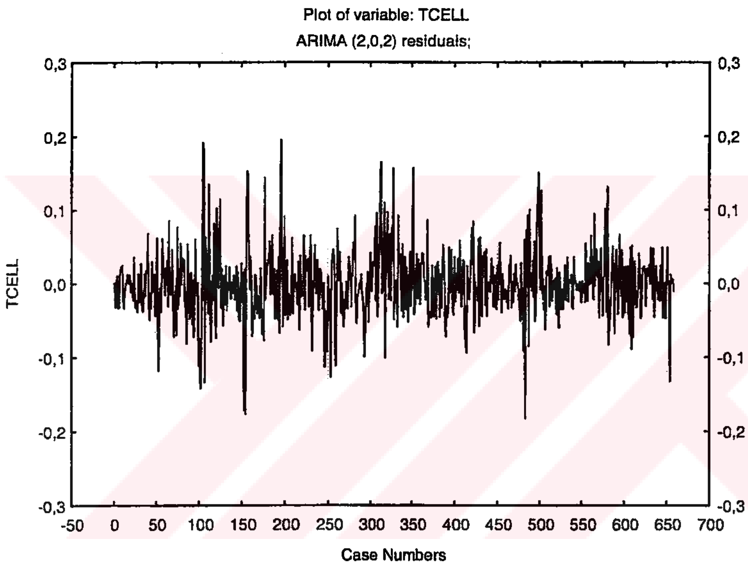
Paramet.	Input: SISE (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00222 Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3259)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003101	0,000874	3,550541	0,000390	0,001389	0,004814
p(1)	0,056129	0,017492	3,208876	0,001345	0,021833	0,090425




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: SISE_1          Multiple R =   ,99842359      F = 1031237,
                                  R²=    ,99684967      df =    1,3259
No. of cases: 3261          adjusted R²=  ,99684871       p = 0,000000
             Standard error of estimate:  ,002642265
Intercept:   -,003091997  Std.Error: ,0000464  t( 3259) = -66,68  p = 0,0000

         SISE beta=,998
```

```
        Variable: TCELL
Transformations:
         Model: (2,0,2)
No. of obs.:  659     Initial SS= 1,4884 Final SS= 1,4826(99,61%)  MS= ,00227
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

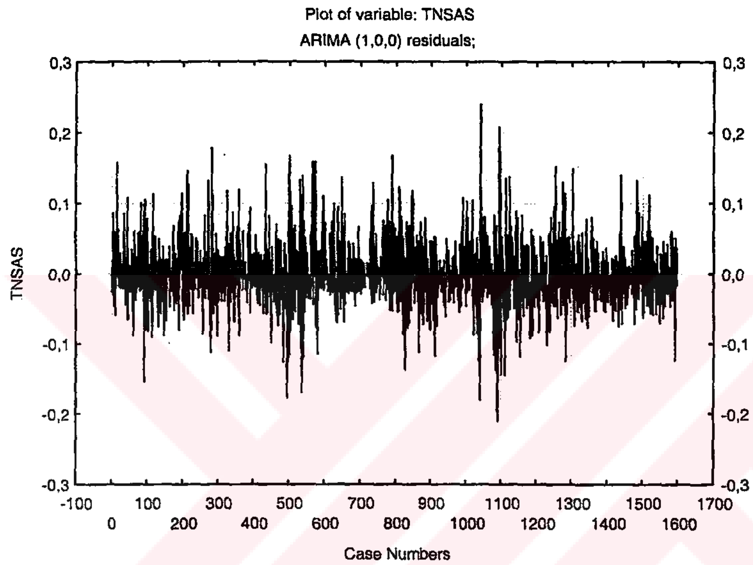
Paramet.	Input: TCELL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(2,0,2) MS Residual=,00227					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(654)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	-0,000326	0,001850	-0,17599	0,860357	-0,00396	0,003307
p(1)	-0,059565	0,219287	-0,27163	0,785992	-0,49016	0,371026
p(2)	-0,823068	0,228962	-3,59478	0,000349	-1,27266	-0,373478
q(1)	-0,079433	0,233185	-0,34064	0,733480	-0,53732	0,378449
q(2)	-0,794477	0,245927	-3,23054	0,001297	-1,27738	-0,311575




```
Multiple Regression Results      Model)2,0,2)

Dependent: TCELL_1          Multiple R =   ,99355462      F = 50474,50
                                   R²=   ,98715078     df =   1,657
No. of cases: 659           adjusted R²=   ,98713122      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,005360396
Intercept:  -,000000854  Std.Error: ,0002088  t(  657) = -,0041  p =   ,9967

        TCELL beta=,994
```

```
       Variable: TNSAS
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  1598    Initial SS= 3,6018 Final SS= 3,5654(98,99%)  MS= ,00223
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

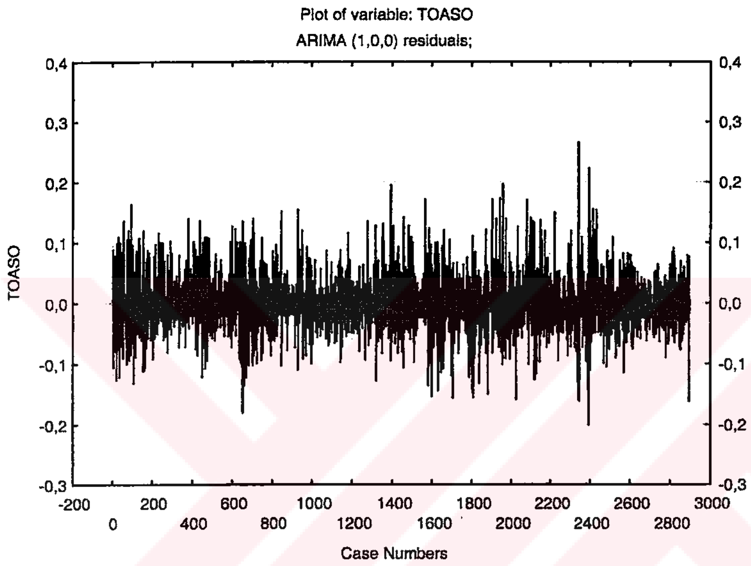
	Input: TNSAS (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00223					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(1596)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003194	0,001278	2,498332	0,012578	0,000686	0,005701
p(1)	0,074763	0,024970	2,994184	0,002794	0,025787	0,123740




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: TNSAS_1           Multiple R =   ,99720144      F = 283950,4
                                     R²=   ,99441072      df =   1,1596
No. of cases: 1598           adjusted R²=   ,99440721       p = 0,000000
             Standard error of estimate: ,003533610
Intercept:  -,003176528  Std.Error: ,0000886  t( 1596) = -35,85  p = 0,0000

        TNSAS beta=,997
```

```
        Variable: TOASO
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2899    Initial SS= 6,4957 Final SS= 6,4290(98,97%)   MS= ,00222
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

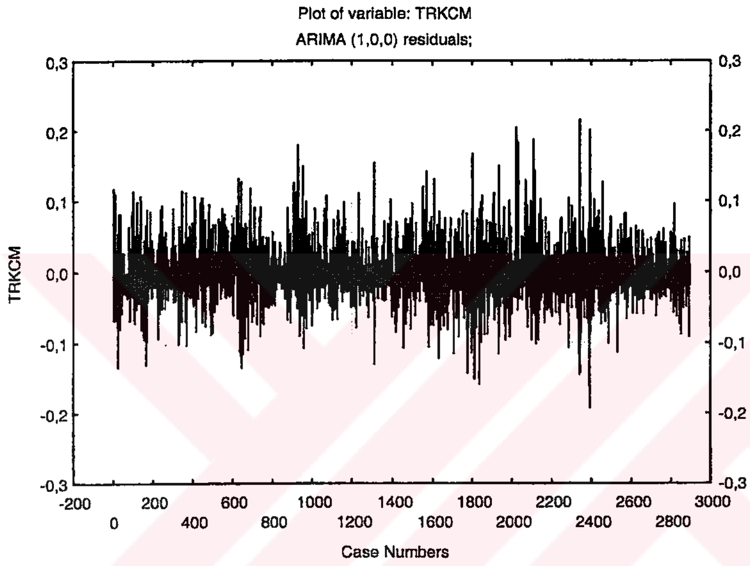
	Input: TOASO (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00222					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2897)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002910	0,000952	3,057694	0,002251	0,001044	0,004777
p(1)	0,080648	0,018522	4,354214	0,000014	0,044331	0,116965




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: TOASO_1          Multiple R =   ,99674267      F = 442518,3
                                    R²=   ,99349596     df =    1,2897
No. of cases: 2899          adjusted R²=   ,99349371      p = 0,000000
            Standard error of estimate:   ,003799178
Intercept:   -,002891588  Std.Error: ,0000707  t( 2897) = -40,90  p = 0,0000

        TOASO beta=,997
```

```
       Variable: TRKCM
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2898    Initial SS= 4,8800 Final SS= 4,8414(99,21%)  MS= ,00167
Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

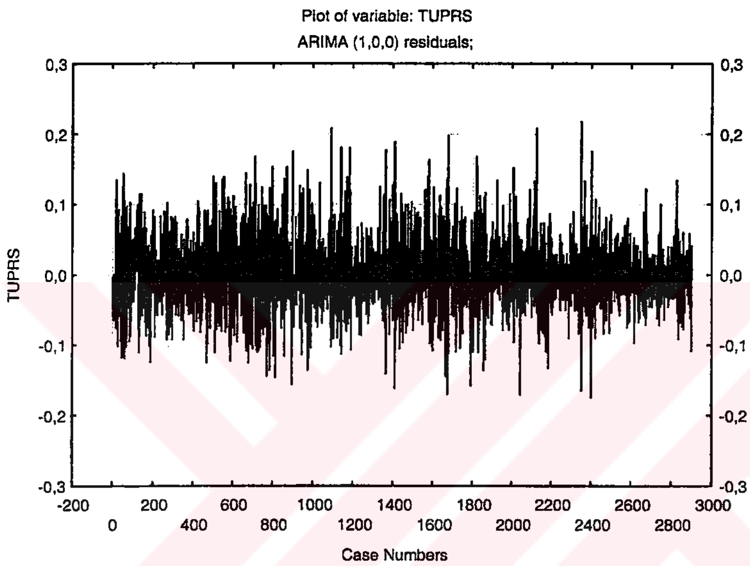
	Input: TRKCM (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00167					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2896)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003234	0,000792	4,082480	0,000046	0,001681	0,004787
p(1)	0,041154	0,018569	2,216231	0,026753	0,004743	0,077564




```
Multiple Regression Results

Dependent: TRKCM_1          Multiple R =   ,99915289      F = 1707167,
                                    R²=   ,99830650     df =   1,2896
No. of cases: 2898          adjusted R²=   ,99830591      p = 0,000000
           Standard error of estimate:   ,001682599
Intercept:  -,003228921  Std.Error: ,0000314  t( 2896) = -103,0  p = 0,0000

       TRKCM beta=,999
```

```
       Variable: TUPRS
Transformations:
          Model: (1,0,0)
No. of obs.:  2906    Initial SS= 7,4502 Final SS= 7,3790(99,04%)  MS= ,00254
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

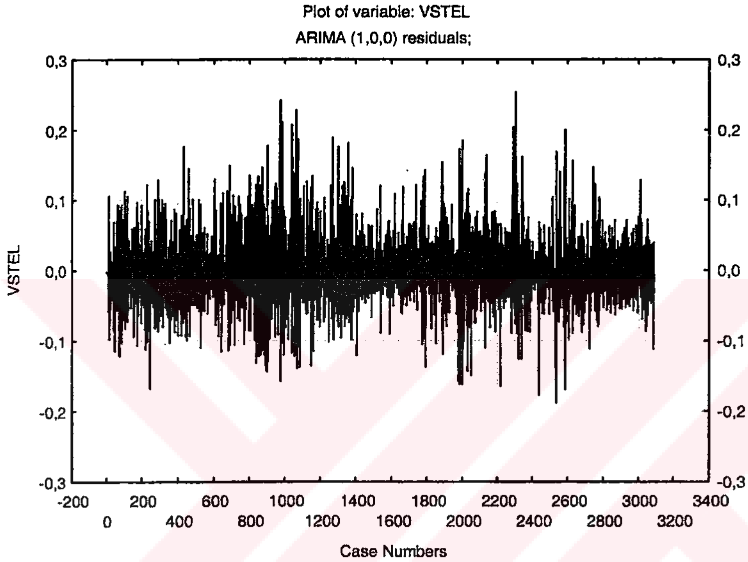
Paramet.	Input: TUPRS (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00254					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(2904)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003877	0,000996	3,892577	0,000101	0,001924	0,005830
p(1)	0,061005	0,018526	3,292993	0,001003	0,024680	0,097330




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: TUPRS_1          Multiple R =   ,99813748     F = 777412,7
                                    R²=   ,99627843    df =   1,2904
No. of cases: 2906          adjusted R²=   ,99627715     p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,003075127
Intercept:   -,003862468  Std.Error: ,0000572  t( 2904) = -67,51  p = 0,0000

        TUPRS beta=,998
```

```
      Variable: VSTEL
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3093    Initial SS= 7,8525 Final SS= 7,7662(98,90%)  MS= ,00251
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

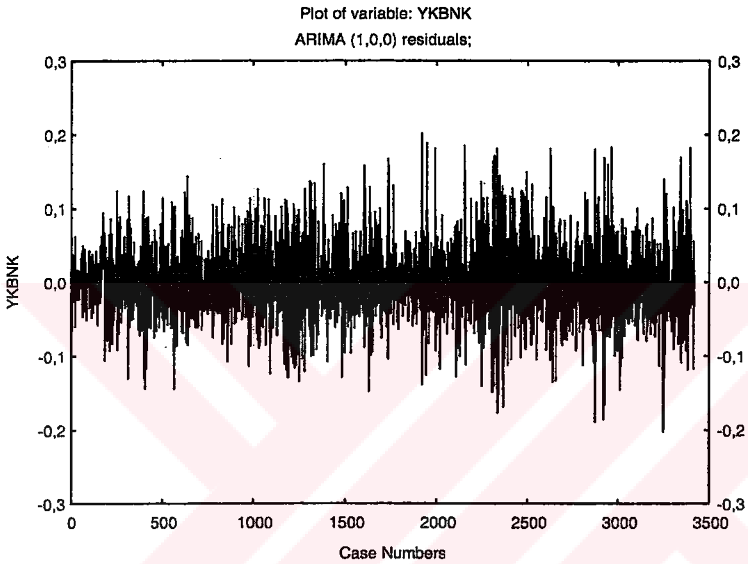
	Input: VSTEL (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00251					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3091)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002927	0,000988	2,963653	0,003063	0,000991	0,004864
p(1)	0,087379	0,017922	4,875522	0,000001	0,052239	0,122520




```
Multiple Regression Results      Model(1,0,0)

Dependent: VSTEL_1          Multiple R =   ,99617558      F = 401797,1
                                   R²=    ,99236579     df =    1,3091
No. of cases: 3093          adjusted R²=   ,99236332      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004379621
Intercept:   -,002905714  Std.Error: ,0000789   t( 3091) = -36,84  p = 0,0000

        VSTEL beta=,996
```

```
        Variable: YKBNK
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3421    Initial SS= 8,0876 Final SS= 7,9655(98,49%)  MS= ,00233
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

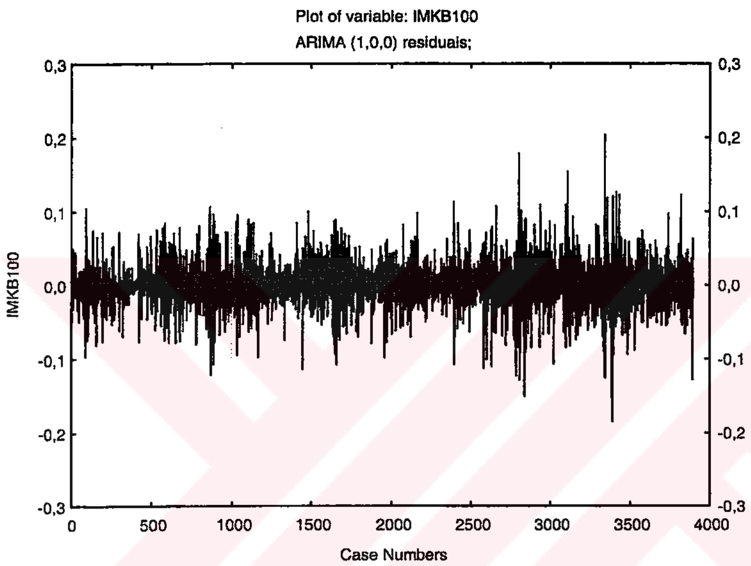
Paramet.	Input: YKBNK (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00233					
	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3419)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,003638	0,000915	3,976873	0,000071	0,001844	0,005431
p(1)	0,097756	0,017024	5,742371	0,000000	0,064378	0,131133




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: YKBNK_1          Multiple R =   ,99521110      F = 354408,9
                                   R²=   ,99044513     df =   1,3419
No. of cases: 3421          adjusted R²=   ,99044233      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004718121
Intercept:   -,003604114  Std.Error: ,0000809  t( 3419) = -44,55  p = 0,0000

        YKBNK beta=,995
```

```
      Variable: IMKB100
Transformations:
         Model: (1,0,0)
No. of obs.:  3898    Initial SS= 3,9468 Final SS= 3,8560(97,70%)  MS= ,00099
 Parameters (p/Ps-Autoregressive, q/Qs-Moving aver.); highlight: p<.05
```

	Input: IMKB100 (G-GETIRI) Transformations: none Model:(1,0,0) MS Residual=,00099					
Paramet.	Param.	Asympt. Std.Err.	Asympt. t(3896)	p	Lower 95% Conf	Upper 95% Conf
Constant	0,002322	0,000581	3,993734	0,000066	0,001182	0,003462
p(1)	0,133304	0,015881	8,394055	0,000000	0,102168	0,164439




```
Multiple Regression Results       Model(1,0,0)

Dependent: IMKB100_1         Multiple R =   ,99107579      F = 215365,0
                                    R²=   ,98223123     df =   1,3896
No. of cases: 3898           adjusted R²=   ,98222667      p = 0,000000
             Standard error of estimate:   ,004193614
Intercept:   -,002281467  Std.Error: ,0000673  t( 3896) = -33,88  p = 0,0000

      IMKB100 beta=,991
```

EK 3. Eşit Ağırlıklı ve Optimal Portföyün Varyans-Kovaryans ile Korelasyon Matrisleri

Tablo 1
İMKB Ulusal-30 Portföyünün Varyans-Kovaryans Matrisi

	AEFES	AKBNK	AKENR	AKSA	AKGRT	ALARK	ARCLK	DOHOL	DYHOL	ENKAI	EREGL	FINBN	FROTO	GARAN	HURGZ	ISCTR	KCHOL	MIGRS	NETAS	PETKM	PTOFS	SAHOL	SISE	TCELL	TNSAS	TOASO	TRKCM	TUPRS	VSTEL	YKBNK	IMKB100
AEFES	0.00159																														
AKBNK	0.00086	0.00157																													
AKENR	0.00081	0.00103	0.00138																												
AKSA	0.00100	0.00119	0.00112	0.00174																											
AKGRT	0.00087	0.00116	0.00100	0.00115	0.00164																										
ALARK	0.00083	0.00114	0.00105	0.00118	0.00110	0.00145																									
ARCLK	0.00100	0.00135	0.00116	0.00135	0.00128	0.00123	0.00207																								
DOHOL	0.00107	0.00153	0.00135	0.00150	0.00147	0.00140	0.00177	0.00285																							
DYHOL	0.00107	0.00151	0.00125	0.00148	0.00147	0.00134	0.00174	0.00254	0.00300																						
ENKAI	0.00088	0.00112	0.00101	0.00118	0.00111	0.00115	0.00119	0.00136	0.00136	0.00166																					
EREGL	0.00092	0.00128	0.00112	0.00123	0.00121	0.00123	0.00138	0.00164	0.00159	0.00121	0.00180																				
FINBN	0.00093	0.00121	0.00103	0.00123	0.00119	0.00111	0.00134	0.00169	0.00162	0.00106	0.00122	0.00223																			
FROTO	0.00084	0.00116	0.00107	0.00118	0.00117	0.00116	0.00131	0.00151	0.00151	0.00112	0.00126	0.00118	0.00169																		
GARAN	0.00103	0.00142	0.00117	0.00135	0.00139	0.00128	0.00154	0.00191	0.00184	0.00126	0.00140	0.00165	0.00136	0.00233																	
HURGZ	*0.00099*	*0.00131*	*0.00113*	0.00128	0.00130	0.00117	0.00150	0.00199	0.00207	0.00127	0.00135	0.00139	0.00129	0.00158	0.00261																
ISCTR	0.00096	0.00122	0.00110	0.00122	0.00119	0.00117	0.00130	0.00155	0.00148	0.00117	0.00129	0.00129	0.00122	0.00146	0.00131	0.00178															
KCHOL	0.00090	0.00128	0.00110	0.00127	0.00123	0.00122	0.00138	0.00160	0.00155	0.00122	0.00131	0.00129	0.00126	0.00149	0.00140	0.00128	0.00172														
MIGRS	0.00077	0.00102	0.00093	0.00105	0.00101	0.00103	0.00109	0.00125	0.00117	0.00103	0.00103	0.00098	0.00098	0.00108	0.00106	0.00109	0.00110	0.00139													
NETAS	0.00092	0.00124	0.00114	0.00131	0.00121	0.00124	0.00137	0.00157	0.00152	0.00121	0.00131	0.00130	0.00126	0.00145	0.00130	0.00128	0.00134	0.00109	0.00179												
PETKM	0.00084	0.00122	0.00110	0.00126	0.00119	0.00123	0.00136	0.00161	0.00155	0.00118	0.00131	0.00126	0.00124	0.00142	0.00129	0.00124	0.00128	0.00104	0.00134	0.00192											
PTOFS	0.00074	0.00107	0.00097	0.00106	0.00101	0.00105	0.00111	0.00122	0.00109	0.00101	0.00113	0.00105	0.00110	0.00114	0.00108	0.00109	0.00117	0.00095	0.00107	0.00120	0.00193										
SAHOL	0.00089	0.00125	0.00106	0.00120	*0.00117*	*0.00116*	*0.00130*	*0.00150*	*0.00143*	*0.00114*	*0.00130*	*0.00113*	*0.00117*	0.00134	0.00126	0.00122	0.00131	0.00105	0.00126	0.00125	0.00110	0.00149									
SISE	0.00093	0.00131	0.00117	0.00129	0.00130	0.00129	0.00144	0.00171	0.00164	0.00124	0.00136	0.00132	0.00128	0.00151	0.00135	0.00136	0.00134	0.00110	0.00143	0.00137	0.00109	0.00132	0.00182								
TCELL	0.00096	0.00128	0.00114	0.00127	0.00123	0.00116	0.00140	0.00161	0.00152	0.00115	0.00141	0.00131	0.00122	0.00147	0.00145	0.00125	0.00134	0.00107	0.00131	0.00125	0.00113	0.00132	0.00133	0.00228							
TNSAS	0.00092	0.00124	0.00105	0.00129	0.00122	0.00120	0.00134	0.00174	0.00168	0.00119	0.00119	0.00143	0.00120	0.00163	0.00141	0.00127	0.00129	0.00107	0.00131	0.00127	0.00102	0.00119	0.00136	0.00123	0.00235						
TOASO	0.00095	0.00125	0.00113	0.00127	0.00121	0.00126	0.00141	0.00157	0.00158	0.00125	0.00133	0.00129	0.00135	0.00141	0.00132	0.00132	0.00134	0.00108	0.00129	0.00132	0.00111	0.00125	0.00139	0.00122	0.00128	0.00204					
TRKCM	0.00087	0.00108	0.00104	0.00121	0.00109	0.00115	0.00122	0.00138	0.00132	0.00114	0.00119	0.00104	0.00115	0.00119	0.00124	0.00114	0.00120	0.00103	0.00123	0.00118	0.00102	0.00117	0.00133	0.00118	0.00108	0.00126	0.00157				
TUPRS	0.00087	0.00115	0.00106	0.00117	0.00109	0.00113	0.00125	0.00144	0.00134	0.00114	0.00130	0.00111	0.00111	0.00131	0.00119	0.00121	0.00125	0.00105	0.00125	0.00126	0.00111	0.00122	0.00128	0.00121	0.00108	0.00127	0.00113	0.00157			
VSTEL	0.00096	0.00123	0.00114	0.00121	0.00122	0.00114	0.00136	0.00163	0.00153	0.00122	0.00128	0.00122	0.00118	0.00141	0.00147	0.00128	0.00132	0.00106	*0.00133*	*0.00120*	*0.00104*	*0.00126*	*0.00140*	*0.00136*	*0.00127*	*0.00131*	*0.00119*	*0.00122*	*0.00184*		
YKBNK	0.00103	0.00156	0.00125	0.00145	0.00147	0.00129	0.00169	0.00200	0.00185	0.00140	0.00153	0.00167	0.00139	0.00184	0.00176	0.00154	0.00159	0.00117	0.00144	0.00154	0.00187	0.00145	0.00159	0.00166	0.00160	0.00158	0.00133	0.00134	0.00147	0.00583	
IMKB100	0.00093	0.00122	0.00107	0.00121	0.00117	0.00114	0.00133	0.00156	0.00151	0.00115	0.00128	0.00124	0.00119	0.00143	0.00134	0.00130	0.00128	0.00104	0.00126	0.00123	0.00108	0.00122	0.00131	0.00131	0.00125	0.00127	0.00113	0.00119	0.00125	0.00155	0.00123

Tablo 2
IMKB Ulusal-30 Portföyünün Korelasyon Matrisi

	AEFES	AKBNK	AKENR	AKSA	AKGRT	ALARK	ARCLK	DOHOL	DYHOL	ENKAI	EREGL	FINBN	FROTO	GARAN	HURGZ	ISCTR	KCHOL	MIGRS	NETAS	PETKM	PTOFS	SAHOL	SISE	TCELL	TNSAS	TOASO	TRKCM	TUPRS	VSTEL	YKBNK	IMKB100
AEFES	1.00																														
AKBNK	0.54	1.00																													
AKENR	0.55	0.70	1.00																												
AKSA	0.60	0.72	0.73	1.00																											
AKGRT	0.54	0.72	0.67	0.68	1.00																										
ALARK	0.55	0.75	0.74	0.74	0.72	1.00																									
ARCLK	0.55	0.75	0.69	0.71	0.70	0.71	1.00																								
DOHOL	0.50	0.72	0.68	0.67	0.68	0.69	0.73	1.00																							
DYHOL	0.49	0.69	0.62	0.65	0.66	0.64	0.70	0.87	1.00																						
ENKAI	0.54	0.69	0.67	0.69	0.67	0.74	0.64	0.63	0.61	1.00																					
EREGL	0.55	0.76	0.71	0.69	0.70	0.76	0.71	0.72	0.69	0.70	1.00																				
FINBN	0.50	0.65	0.59	0.62	0.62	0.62	0.63	0.67	0.63	0.55	0.61	1.00																			
FROTO	0.51	0.71	0.70	0.69	0.70	0.74	0.70	0.69	0.67	0.67	0.72	0.61	1.00																		
GARAN	0.54	0.74	0.65	0.67	0.71	0.70	0.70	0.74	0.70	0.64	0.68	0.72	0.69	1.00																	
HURGZ	0.49	0.65	0.59	0.60	0.63	0.60	0.65	0.73	0.74	0.61	0.62	0.58	0.62	0.64	1.00																
ISCTR	0.57	0.73	0.70	0.69	0.70	0.73	0.68	0.69	0.64	0.68	0.72	0.65	0.70	0.72	0.61	1.00															
KCHOL	0.55	0.78	0.72	0.73	0.73	0.77	0.73	0.72	0.68	0.72	0.74	0.66	0.74	0.74	0.66	0.73	1.00														
MIGRS	0.52	0.69	0.68	0.67	0.67	0.73	0.64	0.63	0.57	0.68	0.65	0.56	0.64	0.60	0.56	0.70	0.71	1.00													
NETAS	0.55	0.74	0.72	0.74	0.71	0.77	0.71	0.70	0.65	0.70	0.73	0.65	0.72	0.71	0.60	0.72	0.77	0.69	1.00												
PETKM	0.48	0.70	0.68	0.69	0.67	0.74	0.68	0.69	0.65	0.66	0.71	0.61	0.69	0.67	0.57	0.67	0.70	0.64	0.72	1.00											
PTOFS	0.42	0.61	0.60	0.58	0.56	0.63	0.55	0.53	0.46	0.56	0.60	0.50	0.61	0.54	0.48	0.59	0.64	0.58	0.57	0.62	1.00										
SAHOL	0.58	0.82	0.74	0.74	0.75	0.79	0.74	0.73	0.68	0.72	0.79	0.62	0.74	0.72	0.64	0.75	0.82	0.73	0.77	0.74	0.65	1.00									
SISE	0.55	0.78	0.74	0.73	0.75	0.79	0.74	0.75	0.70	0.71	0.75	0.66	0.73	0.73	0.62	0.76	0.76	0.69	0.79	0.73	0.58	0.80	1.00								
TCELL	0.50	0.67	0.64	0.64	0.63	0.64	0.64	0.63	0.58	0.59	0.70	0.58	0.62	0.64	0.59	0.62	0.68	0.60	0.65	0.60	0.54	0.72	0.65	1.00							
TNSAS	0.48	0.65	0.59	0.64	0.62	0.65	0.61	0.67	0.63	0.60	0.58	0.62	0.60	0.70	0.57	0.62	0.64	0.59	0.64	0.60	0.47	0.63	0.66	0.53	1.00						
TOASO	0.53	0.70	0.68	0.68	0.66	0.73	0.68	0.65	0.64	0.68	0.69	0.60	0.73	0.65	0.57	0.69	0.72	0.64	0.68	0.67	0.56	0.72	0.72	0.57	0.58	1.00					
TRKCM	0.55	0.69	0.71	0.73	0.68	0.76	0.68	0.65	0.61	0.71	0.70	0.55	0.71	0.62	0.61	0.68	0.73	0.70	0.73	0.68	0.58	0.76	0.79	0.62	0.56	0.70	1.00				
TUPRS	0.55	0.73	0.72	0.71	0.68	0.75	0.70	0.68	0.62	0.71	0.78	0.59	0.68	0.68	0.59	0.72	0.76	0.71	0.75	0.73	0.64	0.80	0.76	0.64	0.56	0.71	0.72	1.00			
VSTEL	0.56	0.72	0.71	0.68	0.70	0.70	0.70	0.71	0.65	0.70	0.70	0.60	0.67	0.68	0.67	0.71	0.74	0.66	0.73	0.64	0.55	0.77	0.76	0.66	0.61	0.67	0.70	0.72	1.00		
YKBNK	0.34	0.52	0.44	0.45	0.48	0.44	0.49	0.49	0.44	0.45	0.47	0.46	0.44	0.50	0.45	0.48	0.50	0.41	0.45	0.46	0.55	0.49	0.49	0.54	0.43	0.46	0.44	0.44	0.45	1.00	
IMKB100	0.66	0.88	0.82	0.83	0.83	0.86	0.84	0.83	0.78	0.80	0.86	0.75	0.82	0.84	0.75	0.88	0.88	0.80	0.85	0.80	0.70	0.90	0.88	0.78	0.74	0.80	0.82	0.86	0.83	0.58	1.00

Tablo 3-A

İMKB Ulusal-30 Portföyünün Eşit Ağırlıklandırılmış Varyans-Kovaryans Matrisi

		AEFES	AKBNK	AKENR	AKSA	AKGRT	ALARK	ARCLK	DOHOL	DYHOL	ENKAI	EREGL	FINBN	FROTO	GARAN	HURGZ
	AĞIRLIK	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033
AEFES	0,033	0,00000176	0,00000095	0,00000091	0,00000111	0,00000097	0,00000093	0,00000111	0,00000119	0,00000119	0,00000098	0,00000103	0,00000104	0,00000093	0,00000115	0,00000110
AKBNK	0,033	0,00000095	0,00000175	0,00000114	0,00000133	0,00000129	0,00000127	0,00000150	0,00000170	0,00000168	0,00000124	0,00000143	0,00000135	0,00000130	0,00000158	0,00000146
AKENR	0,033	0,00000091	0,00000114	0,00000153	0,00000125	0,00000112	0,00000117	0,00000129	0,00000150	0,00000139	0,00000113	0,00000124	0,00000115	0,00000119	0,00000130	0,00000125
AKSA	0,033	0,00000111	0,00000133	0,00000125	0,00000194	0,00000127	0,00000131	0,00000150	0,00000167	0,00000164	0,00000131	0,00000137	0,00000137	0,00000132	0,00000151	0,00000143
AKGRT	0,033	0,00000097	0,00000129	0,00000112	0,00000127	0,00000182	0,00000123	0,00000143	0,00000164	0,00000163	0,00000123	0,00000134	0,00000133	0,00000130	0,00000155	0,00000145
ALARK	0,033	0,00000093	0,00000127	0,00000117	0,00000131	0,00000123	0,00000161	0,00000137	0,00000156	0,00000149	0,00000129	0,00000137	0,00000124	0,00000129	0,00000143	0,00000131
ARCLK	0,033	0,00000111	0,00000150	0,00000129	0,00000150	0,00000143	0,00000137	0,00000230	0,00000197	0,00000194	0,00000132	0,00000153	0,00000150	0,00000145	0,00000171	0,00000167
DOHOL	0,033	0,00000119	0,00000170	0,00000150	0,00000167	0,00000164	0,00000156	0,00000197	0,00000317	0,00000283	0,00000152	0,00000182	0,00000188	0,00000168	0,00000213	0,00000222
DYHOL	0,033	0,00000119	0,00000168	0,00000139	0,00000164	0,00000163	0,00000149	0,00000194	0,00000283	0,00000333	0,00000151	0,00000177	0,00000180	0,00000168	0,00000204	0,00000230
ENKAI	0,033	0,00000098	0,00000124	0,00000113	0,00000131	0,00000123	0,00000129	0,00000132	0,00000152	0,00000151	0,00000185	0,00000135	0,00000118	0,00000125	0,00000140	0,00000141
EREGL	0,033	0,00000103	0,00000143	0,00000124	0,00000137	0,00000134	0,00000137	0,00000153	0,00000182	0,00000177	0,00000135	0,00000201	0,00000136	0,00000140	0,00000156	0,00000150
FINBN	0,033	0,00000104	0,00000135	0,00000115	0,00000137	0,00000133	0,00000124	0,00000150	0,00000188	0,00000180	0,00000118	0,00000136	0,00000248	0,00000131	0,00000183	0,00000155
FROTO	0,033	0,00000093	0,00000130	0,00000119	0,00000132	0,00000130	0,00000129	0,00000145	0,00000168	0,00000168	0,00000125	0,00000140	0,00000131	0,00000188	0,00000151	0,00000144
GARAN	0,033	0,00000115	0,00000158	0,00000130	0,00000151	0,00000155	0,00000143	0,00000171	0,00000213	0,00000204	0,00000140	0,00000156	0,00000183	0,00000151	0,00000259	0,00000176
HURGZ	0,033	0,00000110	0,00000146	0,00000125	0,00000143	0,00000145	0,00000131	0,00000167	0,00000222	0,00000230	0,00000141	0,00000150	0,00000155	0,00000144	0,00000176	0,00000290
ISCTR	0,033	0,00000107	0,00000136	0,00000122	0,00000136	0,00000133	0,00000130	0,00000145	0,00000172	0,00000165	0,00000130	0,00000143	0,00000143	0,00000135	0,00000162	0,00000146
KCHOL	0,033	0,00000100	0,00000143	0,00000123	0,00000141	0,00000137	0,00000135	0,00000154	0,00000178	0,00000173	0,00000136	0,00000146	0,00000144	0,00000140	0,00000166	0,00000155
MIGRS	0,033	0,00000085	0,00000114	0,00000104	0,00000116	0,00000112	0,00000115	0,00000121	0,00000139	0,00000130	0,00000115	0,00000115	0,00000110	0,00000109	0,00000120	0,00000118
NETAS	0,033	0,00000103	0,00000138	0,00000127	0,00000146	0,00000135	0,00000138	0,00000152	0,00000175	0,00000169	0,00000135	0,00000146	0,00000144	0,00000140	0,00000161	0,00000145
PETKM	0,033	0,00000093	0,00000136	0,00000122	0,00000140	0,00000132	0,00000137	0,00000151	0,00000179	0,00000173	0,00000131	0,00000146	0,00000140	0,00000138	0,00000158	0,00000143
PTOFS	0,033	0,00000082	0,00000119	0,00000108	0,00000118	0,00000111	0,00000117	0,00000123	0,00000137	0,00000122	0,00000111	0,00000125	0,00000116	0,00000122	0,00000126	0,00000120
SAHOL	0,033	0,00000099	0,00000139	0,00000118	0,00000133	0,00000131	0,00000129	0,00000145	0,00000167	0,00000160	0,00000126	0,00000144	0,00000126	0,00000131	0,00000149	0,00000140
SISE	0,033	0,00000104	0,00000146	0,00000131	0,00000144	0,00000144	0,00000143	0,00000160	0,00000190	0,00000182	0,00000138	0,00000151	0,00000147	0,00000143	0,00000168	0,00000150
TCELL	0,033	0,00000107	0,00000142	0,00000126	0,00000141	0,00000136	0,00000129	0,00000155	0,00000179	0,00000170	0,00000128	0,00000157	0,00000145	0,00000136	0,00000164	0,00000161
TNSAS	0,033	0,00000102	0,00000138	0,00000117	0,00000143	0,00000135	0,00000134	0,00000149	0,00000193	0,00000186	0,00000132	0,00000133	0,00000159	0,00000134	0,00000182	0,00000157
TOASO	0,033	0,00000106	0,00000139	0,00000126	0,00000142	0,00000134	0,00000140	0,00000157	0,00000175	0,00000176	0,00000139	0,00000148	0,00000143	0,00000150	0,00000157	0,00000147
TRKCM	0,033	0,00000097	0,00000120	0,00000116	0,00000134	0,00000122	0,00000128	0,00000136	0,00000154	0,00000147	0,00000127	0,00000132	0,00000116	0,00000128	0,00000132	0,00000138
TUPRS	0,033	0,00000096	0,00000128	0,00000118	0,00000130	0,00000121	0,00000126	0,00000140	0,00000160	0,00000150	0,00000127	0,00000145	0,00000124	0,00000124	0,00000146	0,00000133
VSTEL	0,033	0,00000107	0,00000137	0,00000126	0,00000135	0,00000135	0,00000127	0,00000151	0,00000181	0,00000170	0,00000136	0,00000143	0,00000135	0,00000131	0,00000157	0,00000164
YKBNK	0,033	0,00000115	0,00000174	0,00000138	0,00000161	0,00000164	0,00000144	0,00000188	0,00000222	0,00000206	0,00000156	0,00000170	0,00000185	0,00000154	0,00000205	0,00000195
TOPLAM	**1,000**	**0,00003139**	**0,00004144**	**0,00003680**	**0,00004194**	**0,00004042**	**0,00003957**	**0,00004587**	**0,00005449**	**0,00005302**	**0,00003965**	**0,00004354**	**0,00004314**	**0,00004105**	**0,00004858**	**0,00004687**

Tablo 3-B
İMKB Ulusal-30 Portföyünün Eşit Ağırlıklandırılmış Varyans-Kovaryans Matrisi

		ISCTR	KCHOL	MIGRS	NETAS	PETKM	PTOFS	SAHOL	SISE	TCELL	TNSAS	TOASO	TRKCM	TUPRS	VSTEL	YKBNK	TOPLAM
	AĞIRLIK	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	0,033	1.000
AEFES	0,033	0,00000107	0,00000100	0,00000085	0,00000103	0,00000093	0,00000082	0,00000099	0,00000104	0,00000107	0,00000102	0,00000106	0,00000097	0,00000096	0,00000107	0,00000115	0,00000107
AKBNK	0,033	0.00000136	0,00000143	0,00000114	0,00000138	0,00000136	0.00000119	0,00000139	0,00000146	0,00000142	0.00000138	0,00000139	0,00000120	0.00000128	0,00000137	0,00000174	0,00000136
AKENR	0.033	0.00000122	0,00000123	0,00000104	0,00000127	0,00000122	0,00000108	0,00000118	0,00000131	0,00000126	0,00000117	0,00000126	0,00000116	0,00000118	0,00000126	0,00000138	0,00000122
AKSA	0,033	0,00000136	0,00000141	0,00000116	0,00000146	0,00000140	0,00000118	0,00000133	0,00000144	0,00000141	0,00000143	0,00000142	0,00000134	0,00000130	0,00000135	0,00000161	0,00000136
AKGRT	0.033	0,00000133	0,00000137	0,00000112	0,00000135	0,00000132	0,00000111	0,00000131	0,00000144	0,00000136	0,00000135	0,00000134	0,00000122	0,00000121	0,00000135	0,00000164	0,00000133
ALARK	0,033	0,00000130	0,00000135	0,00000115	0,00000138	0,00000137	0,00000117	0,00000129	0,00000143	0,00000129	0,00000134	0,00000140	0,00000128	0,00000126	0,00000127	0,00000144	0,00000130
ARCLK	0,033	0,00000145	0,00000154	0,00000121	0,00000152	0,00000151	0,00000123	0,00000145	0,00000160	0,00000155	0,00000149	0,00000157	0,00000136	0,00000140	0,00000151	0,00000188	0,00000145
DOHOL	0,033	0,00000172	0,00000178	0,00000139	0,00000175	0,00000179	0,00000137	0,00000167	0,00000190	0,00000179	0,00000193	0,00000175	0,00000154	0,00000160	0,00000181	0,00000222	0,00000172
DYHOL	0,033	0,00000165	0,00000173	0,00000130	0,00000169	0,00000173	0,00000122	0,00000160	0,00000182	0,00000170	0,00000186	0,00000176	0,00000147	0,00000150	0,00000170	0,00000206	0,00000165
ENKAI	0,033	0,00000130	0,00000136	0,00000115	0,00000135	0,00000131	0,00000111	0,00000126	0,00000138	0,00000128	0,00000132	0,00000139	0,00000127	0,00000127	0,00000136	0,00000156	0,00000130
EREGL	0,033	0,00000143	0,00000146	0,00000115	0,00000146	0,00000146	0,00000125	0,00000144	0,00000151	0,00000157	0,00000133	0,00000148	0,00000132	0,00000145	0,00000143	0,00000170	0,00000143
FINBN	0,033	0,00000143	0,00000144	0,00000110	0,00000144	0,00000140	0,00000116	0,00000126	0,00000147	0,00000145	0,00000159	0,00000143	0,00000116	0,00000124	0,00000135	0,00000185	0,00000143
FROTO	0,033	0,00000135	0,00000140	0,00000109	0,00000140	0,00000138	0,00000122	0,00000131	0,00000143	0,00000136	0,00000134	0,00000150	0,00000128	0,00000124	0,00000131	0,00000154	0,00000135
GARAN	0,033	0,00000162	0,00000166	0,00000120	0,00000161	0,00000158	0,00000126	0,00000149	0,00000168	0,00000164	0,00000182	0,00000157	0,00000132	0,00000146	0,00000157	0,00000205	0,00000162
HURGZ	0,033	0,00000146	0,00000155	0,00000118	0,00000145	0,00000143	0,00000120	0,00000140	0,00000150	0,00000161	0,00000157	0,00000147	0,00000138	0,00000133	0,00000164	0,00000195	0,00000146
ISCTR	0,033	0,00000198	0,00000142	0,00000122	0,00000143	0,00000138	0,00000121	0,00000136	0,00000151	0,00000139	0,00000141	0,00000147	0,00000127	0,00000135	0,00000142	0,00000172	0,00000198
KCHOL	0,033	0,00000142	0,00000191	0,00000122	0,00000149	0,00000143	0,00000129	0,00000145	0,00000149	0,00000149	0,00000143	0,00000149	0,00000134	0,00000139	0,00000146	0,00000177	0,00000142
MIGRS	0,033	0,00000122	0,00000122	0,00000155	0,00000121	0,00000116	0,00000105	0,00000117	0,00000123	0,00000120	0,00000119	0,00000120	0,00000114	0,00000117	0,00000118	0,00000130	0,00000122
NETAŞ	0,033	0,00000143	0,00000149	0,00000121	0,00000199	0,00000149	0,00000119	0,00000140	0,00000159	0,00000145	0,00000146	0,00000144	0,00000137	0,00000140	0,00000148	0,00000160	0,00000143
PETKM	0,033	0,00000138	0,00000143	0,00000116	0,00000149	0,00000214	0,00000133	0,00000139	0,00000153	0,00000139	0,00000141	0,00000147	0,00000131	0,00000140	0,00000133	0,00000171	0,00000138
PTOFS	0,033	0,00000121	0,00000129	0,00000105	0,00000119	0,00000133	0,00000215	0,00000122	0,00000121	0,00000126	0,00000112	0,00000123	0,00000113	0,00000123	0,00000115	0,00000207	0,00000121
SAHOL	0,033	0,00000136	0,00000145	0,00000117	0,00000140	0,00000139	0,00000122	0,00000165	0,00000147	0,00000147	0,00000132	0,00000140	0,00000130	0,00000136	0,00000141	0,00000161	0,00000136
SISE	0,033	0,00000151	0,00000149	0,00000123	0,00000159	0,00000153	0,00000121	0,00000147	0,00000203	0,00000148	0,00000152	0,00000155	0,00000148	0,00000143	0,00000155	0,00000177	0,00000151
TCELL	0,033	0,00000139	0,00000149	0,00000120	0,00000145	0,00000139	0,00000126	0,00000147	0,00000148	0,00000254	0,00000137	0,00000136	0,00000131	0,00000134	0,00000151	0,00000217	0,00000139
TNSAS	0,033	0,00000141	0,00000143	0,00000119	0,00000146	0,00000141	0,00000112	0,00000132	0,00000152	0,00000137	0,00000261	0,00000142	0,00000121	0,00000120	0,00000141	0,00000178	0,00000141
TOASO	0,033	0,00000147	0,00000149	0,00000120	0,00000144	0,00000147	0,00000123	0,00000140	0,00000155	0,00000136	0,00000142	0,00000228	0,00000140	0,00000141	0,00000145	0,00000175	0,00000147
TRKCM	0,033	0,00000127	0,00000134	0,00000114	0,00000137	0,00000131	0,00000113	0,00000130	0,00000148	0,00000131	0,00000121	0,00000140	0,00000175	0,00000126	0,00000133	0,00000147	0,00000127
TUPRS	0,033	0,00000135	0,00000139	0,00000117	0,00000140	0,00000140	0,00000123	0,00000136	0,00000143	0,00000134	0,00000120	0,00000141	0,00000126	0,00000174	0,00000136	0,00000149	0,00000135
VSTEL	0,033	0,00000142	0,00000146	0,00000118	0,00000148	0,00000133	0,00000115	0,00000141	0,00000155	0,00000151	0,00000141	0,00000145	0,00000133	0,00000136	0,00000205	0,00000164	0,00000142
YKBNK	0,033	0,00000172	0,00000177	0,00000130	0,00000160	0,00000171	0,00000207	0,00000161	0,00000177	0,00000217	0,00000178	0,00000175	0,00000147	0,00000149	0,00000164	0,00000649	0,00000172
TOPLAM	1,000	0,00004259	0,00004381	0,00003542	0,00004352	0,00004305	0,00003741	0,00004133	0,00004526	0,00004450	0,00004382	0,00004411	0,00003933	0,00004018	0,00004308	0,00005611	0,00004259

Portföyün Varyansı (Günlük)	0,00129129	Portföyün Standart Sapması (Günlük)	0,03593446	Portföyün Getirisi (Günlük)	0,00062844

Tablo 4-A
Optimal İMKB Ulusal-30 Portföyünün Ağırlıklandırılmış Varyans - Kovaryans Matrisi

		AEFES	AKBNK	AKENR	AKSA	AKGRT	ALARK	ARCLK	DOHOL	DYHOL	ENKAI	EREGL	FINBN	FROTO	GARAN	HURGZ
	AĞIRLIK	0,1604	0,0000	0,2013	0,0000	0,0000	0,0658	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AEFES	0,1604	0,00004086	0,00000000	0,00002631	0,00000000	0,00000000	0,00000882	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKBNK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKENR	0,2013	0,00002631	0,00000000	0,00005592	0,00000000	0,00000000	0,00001391	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKSA	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKGRT	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ALARK	0,0658	0,00000882	0,00000000	0,00001391	0,00000000	0,00000000	0,00000628	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ARCLK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DOHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DYHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ENKAI	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
EREGL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FINBN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FROTO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
GARAN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
HURGZ	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ISCTR	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
KCHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
MIGRS	0,3250	0,00003999	0,00000000	0,00006123	0,00000000	0,00000000	0,00002209	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
NETAS	0,0865	0,00001280	0,00000000	0,00001983	0,00000000	0,00000000	0,00000709	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PETKM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PTOFS	0,0384	0,00000455	0,00000000	0,00000751	0,00000000	0,00000000	0,00000265	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SAHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SISE	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TCELL	0,0078	0,00000120	0,00000000	0,00000179	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TNSAS	0,0756	0,00001117	0,00000000	0,00001606	0,00000000	0,00000000	0,00000599	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TOASO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TRKCM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TUPRS	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
VSTEL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
YKBNK	0,0393	0,00000653	0,00000000	0,00000985	0,00000000	0,00000000	0,00000334	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TOPLAM	1,0000	0,00015222	0,00000000	0,00021241	0,00000000	0,00000000	0,00007077	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000

Tablo 4-B
Optimal İMKB Ulusal-30 Portföyünün Ağırlıklandırılmış Varyans - Kovaryans Matrisi

		ISCTR	KCHOL	MIGRS	NETAS	PETKM	PTOFS	SAHOL	SISE	TCELL	TNSAS	TOASO	TRKCM	TUPRS	VSTEL	YKBNK	TOPLAM
	AĞIRLIK	0,0000	0,0000	0,3250	0,0865	0,0000	0,0384	0,0000	0,0000	0,0078	0,0756	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0393	1,0000
AEFES	0,1604	0,00000000	0,00000000	0,00003999	0,00001280	0,00000000	0,00000455	0,00000000	0,00000000	0,00000120	0,00001117	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000653	0,00015222
AKBNK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKENR	0,2013	0,00000000	0,00000000	0,00006123	0,00001983	0,00000000	0,00000751	0,00000000	0,00000000	0,00000179	0,00001606	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000985	0,00021241
AKSA	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKGRT	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ALARK	0,0658	0,00000000	0,00000000	0,00002209	0,00000709	0,00000000	0,00000265	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000599	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000334	0,00007077
ARCLK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DOHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DYHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ENKAI	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
EREGL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FINBN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FROTO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
GARAN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
HURGZ	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ISCTR	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
KCHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
MIGRS	0,3250	0,00000000	0,00000000	0,00014699	0,00003069	0,00000000	0,00001184	0,00000000	0,00000000	0,00000274	0,00002636	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00001497	0,00035691
NETAS	0,0865	0,00000000	0,00000000	0,00003069	0,00001342	0,00000000	0,00000355	0,00000000	0,00000000	0,00000088	0,00000858	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000490	0,00010175
PETKM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PTOFS	0,0384	0,00000000	0,00000000	0,00001184	0,00000355	0,00000000	0,00000284	0,00000000	0,00000000	0,00000034	0,00000294	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000280	0,00003901
SAHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SISE	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TCELL	0,0078	0,00000000	0,00000000	0,00000274	0,00000088	0,00000000	0,00000034	0,00000000	0,00000000	0,00000014	0,00000073	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000902
TNSAS	0,0756	0,00000000	0,00000000	0,00002636	0,00000858	0,00000000	0,00000294	0,00000000	0,00000000	0,00000073	0,00001344	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000476	0,00009002
TOASO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TRKCM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TUPRS	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
VSTEL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
YKBNK	0,0393	0,00000000	0,00000000	0,00001497	0,00000490	0,00000000	0,00000280	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000476	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000901	0,00005676
TOPLAM	1,0000	0,00000000	0,00000000	0,00035691	0,00010175	0,00000000	0,00003901	0,00000000	0,00000000	0,00000902	0,00009002	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00005676	0,00108886

Portföyün Varyansı (Günlük)	0,00108886	Portföyün Standart Sapması (Günlük)	0,03299790	Portföyün Getirisi (Günlük)	0,00026076

Tablo 5-A
Gerçekleşmiş Getirilere Göre İMKB Ulusal-30 Portföyünün Ağırlıklandırılmış Varyans-Kovaryans Matrisi (11 Mart 2003)

		AEFES	AKBNK	AKENR	AKSA	AKGRT	ALARK	ARCLK	DOHOL	DYHOL	ENKAI	EREGL	FINBN	FROTO	GARAN	HURGZ
	AĞIRLIK	0,1604	0,0000	0,2013	0,0000	0,0000	0,0658	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AEFES	0,1604	0,00004085	0,00000000	0,00002629	0,00000000	0,00000000	0,00000881	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKBNK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKENR	0,2013	0,00002629	0,00000000	0,00005586	0,00000000	0,00000000	0,00001389	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKSA	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKGRT	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ALARK	0,0658	0,00000881	0,00000000	0,00001389	0,00000000	0,00000000	0,00000627	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ARCLK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DOHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DYHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ENKAI	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
EREGL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FINBN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FROTO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
GARAN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
HURGZ	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ISCTR	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
KCHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
MIGRS	0,3250	0,00003996	0,00000000	0,00006115	0,00000000	0,00000000	0,00002206	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
NETAS	0,0865	0,00001279	0,00000000	0,00001981	0,00000000	0,00000000	0,00000708	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PETKM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PTOFS	0,0384	0,00000454	0,00000000	0,00000750	0,00000000	0,00000000	0,00000265	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SAHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SISE	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TCELL	0,0078	0,00000120	0,00000000	0,00000179	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TNSAS	0,0756	0,00001116	0,00000000	0,00001604	0,00000000	0,00000000	0,00000598	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TOASO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TRKCM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TUPRS	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
VSTEL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
YKBNK	0,0393	0,00000652	0,00000000	0,00000984	0,00000000	0,00000000	0,00000333	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TOPLAM	1,0000	0,00015213	0,00000000	0,00021216	0,00000000	0,00000000	0,00007067	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000

Tablo 5-B

Gerçekleşmiş Getirilere Göre İMKB Ulusal-30 Portföyünün Ağırlıklandırılmış Varyans-Kovaryans Matrisi (11 Mart 2003)

		ISCTR	KCHOL	MIGRS	NETAS	PETKM	PTOFS	SAHOL	SISE	TCELL	TNSAS	TOASO	TRKCM	TUPRS	VSTEL	YKBNK	TOPLAM
	AĞIRLIK	0,0000	0,0000	0,3250	0,0865	0,0000	0,0384	0,0000	0,0000	0,0078	0,0756	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0.0393	1,0000
AEFES	0.1604	0.00000000	0.00000000	0.00003996	0.00001279	0.00000000	0.00000454	0,00000000	0,00000000	0,00000120	0.00001116	0,00000000	0.00000000	0.00000000	0.00000000	0.00000652	0,00015213
AKBNK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKENR	0.2013	0.00000000	0.00000000	0.00006115	0.00001981	0.00000000	0.00000750	0.00000000	0,00000000	0.00000179	0.00001604	0,00000000	0,00000000	0.00000000	0.00000000	0.00000984	0,00021216
AKSA	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKGRT	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ALARK	0,0658	0.00000000	0.00000000	0.00002206	0.00000708	0.00000000	0.00000265	0.00000000	0.00000000	0,00000060	0.00000598	0,00000000	0,00000000	0.00000000	0.00000000	0.00000333	0,00007067
ARCLK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DOHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DYHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ENKAI	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
EREGL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FINBN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FROTO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
GARAN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
HURGZ	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ISCTR	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
KCHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
MIGRS	0.3250	0.00000000	0.00000000	0.00014677	0.00003064	0.00000000	0.00001182	0,00000000	0.00000000	0,00000273	0.00002632	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00001495	0,00035641
NETAS	0,0865	0,00000000	0,00000000	0,00003064	0,00001341	0,00000000	0,00000354	0,00000000	0,00000000	0,00000088	0,00000857	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000490	0,00010162
PETKM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PTOFS	0,0384	0,00000000	0,00000000	0,00001182	0,00000354	0,00000000	0,00000284	0,00000000	0,00000000	0,00000034	0,00000293	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000280	0,00003895
SAHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SISE	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TCELL	0,0078	0,00000000	0,00000000	0,00000273	0,00000088	0,00000000	0,00000034	0,00000000	0,00000000	0,00000014	0,00000073	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000901
TNSAS	0,0756	0,00000000	0,00000000	0,00002632	0,00000857	0,00000000	0,00000293	0,00000000	0,00000000	0,00000073	0,00001342	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000475	0,00008990
TOASO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TRKCM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TUPRS	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
VSTEL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
YKBNK	0,0393	0,00000000	0,00000000	0,00001495	0,00000490	0,00000000	0,00000280	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000475	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000900	0,00005668
TOPLAM	1,0000	0,00000000	0,00000000	0,00035641	0,00010162	0,00000000	0,00003895	0,00000000	0,00000000	0,00000901	0,00008990	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00005668	0,00108752

Portföyün Varyansı (Günlük)	0,00108752	Portföyün Standart Sapması (Günlük)	0,03297757	Portföyün Getirisi (Günlük)	0,00025566

Tablo 6-A
Tahmini Getirilere Göre İMKB Ulusal-30 Portföyünün Ağırlıklandırılmış Varyans-Kovaryans Matrisi (11 Mart 2003)

		AEFES	AKBNK	AKENR	AKSA	AKGRT	ALARK	ARCLK	DOHOL	DYHOL	ENKAI	EREGL	FINBN	FROTO	GARAN	HURGZ
	AĞIRLIK	0,1604	0,0000	0,2013	0,0000	0,0000	0,0658	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000
AEFES	0,1604	0,00004083	0,00000000	0,00004998	0,00000000	0,00000000	0,00000881	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKBNK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKENR	0,2013	0,00004998	0,00000000	0,00020195	0,00000000	0,00000000	0,00002641	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKSA	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKGRT	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ALARK	0,0658	0,00000881	0,00000000	0,00002641	0,00000000	0,00000000	0,00000627	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ARCLK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DOHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DYHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ENKAI	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
EREGL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FINBN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FROTO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
GARAN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
HURGZ	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ISCTR	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
KCHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
MIGRS	0,3250	0,00003995	0,00000000	0,00011627	0,00000000	0,00000000	0,00002206	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
NETAS	0,0865	0,00001279	0,00000000	0,00003766	0,00000000	0,00000000	0,00000708	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PETKM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PTOFS	0,0384	0,00000454	0,00000000	0,00001425	0,00000000	0,00000000	0,00000265	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SAHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SISE	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TCELL	0,0078	0,00000120	0,00000000	0,00000340	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TNSAS	0,0756	0,00001116	0,00000000	0,00003050	0,00000000	0,00000000	0,00000598	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TOASO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TRKCM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TUPRS	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
VSTEL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
YKBNK	0,0393	0,00000652	0,00000000	0,00001870	0,00000000	0,00000000	0,00000333	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TOPLAM	1,0000	0,00017577	0,00000000	0,00049914	0,00000000	0,00000000	0,00008319	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000

Tablo 6-B

Tahmini Getirilere Göre İMKB Ulusal-30 Portföyünün Ağırlıklandırılmış Varyans-Kovaryans Matrisi (11 Mart 2003)

		ISCTR	KCHOL	MIGRS	NETAS	PETKM	PTOFS	SAHOL	SISE	TCELL	TNSAS	TOASO	TRKCM	TUPRS	VSTEL	YKBNK	TOPLAM
	AĞIRLIK	0,0000	0,0000	0,3250	0,0865	0,0000	0,0384	0,0000	0,0000	0,0078	0,0756	0,0000	0,0000	0,0000	0,0000	0,0393	1,0000
AEFES	0,1604	0,00000000	0,00000000	0,00003995	0,00001279	0,00000000	0,00000454	0,00000000	0,00000000	0,00000120	0,00001116	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000652	0,00017577
AKBNK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKENR	0,2013	0,00000000	0,00000000	0,00011627	0,00003766	0,00000000	0,00001425	0,00000000	0,00000000	0,00000340	0,00003050	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00001870	0,00049914
AKSA	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
AKGRT	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ALARK	0,0658	0,00000000	0,00000000	0,00002206	0,00000708	0,00000000	0,00000265	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000598	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000333	0,00008319
ARCLK	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DOHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
DYHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ENKAI	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
EREGL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FINBN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
FROTO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
GARAN	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
HURGZ	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
ISCTR	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
KCHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
MIGRS	0,3250	0,00000000	0,00000000	0,00014677	0,00003064	0,00000000	0,00001182	0,00000000	0,00000000	0,00000274	0,00002633	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00001495	0,00041153
NETAS	0,0865	0,00000000	0,00000000	0,00003064	0,00001340	0,00000000	0,00000354	0,00000000	0,00000000	0,00000088	0,00000857	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000489	0,00011946
PETKM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
PTOFS	0,0384	0,00000000	0,00000000	0,00001182	0,00000354	0,00000000	0,00000284	0,00000000	0,00000000	0,00000034	0,00000293	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000280	0,00004571
SAHOL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
SISE	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TCELL	0,0078	0,00000000	0,00000000	0,00000274	0,00000088	0,00000000	0,00000034	0,00000000	0,00000000	0,00000014	0,00000073	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00001064
TNSAS	0,0756	0,00000000	0,00000000	0,00002633	0,00000857	0,00000000	0,00000293	0,00000000	0,00000000	0,00000073	0,00001343	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000475	0,00010439
TOASO	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TRKCM	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
TUPRS	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
VSTEL	0,0000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000
YKBNK	0,0393	0,00000000	0,00000000	0,00001495	0,00000489	0,00000000	0,00000280	0,00000000	0,00000000	0,00000060	0,00000475	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000900	0,00006555
TOPLAM	1,0000	0,00000000	0,00000000	0,00041153	0,00011946	0,00000000	0,00004571	0,00000000	0,00000000	0,00001064	0,00010439	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00000000	0,00006555	0,00151538

Portföyün Varyansı (Günlük)	0,00151538	Portföyün Standart Sapması (Günlük)	0,03892784	Portföyün Getirisi (Günlük)	0,00073365