

**T.C.
MİMAR SİNAN
GÜZEL SANATLAR ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI
YÜKSEK LİSANS TEZİ**

FİNANSAL ZAMAN SERİLERİNDE VARYANS MODELLEMESİ

**Özlem YILMAZ
DANIŞMAN : Yrd. Doç. Dr. Füsun DERİŞ**

İSTANBUL, 2006

ÖZET

Finansal zaman serilerinin en önemli özelliklerinden biri zaman içinde değişen volatilité olup bu çalışmanın amacı zaman içinde değişen volatilitéyi modellemektir.

Çalışmanın birinci bölümünde tek değişkenli zaman serileri analizinin temeli olan ARIMA modelleme tanıtıldı. ARIMA modelin çeşitleri olan Otoregresif Modeller, Hareketli Ortalama Modelleri ve Karma Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri üzerinde duruldu.

İkinci bölümde çalışmanın asıl konusu olan koşullu değişen varyans modelleri tanıtıldı. Ele alınan modeller Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (ARCH), Genelleştirilmiş ARCH (GARCH), Ortalama ARCH (M – ARCH), Birleşik GARCH (IGARCH), Ortalama GARCH (GARCH – M), Üstel GARCH (EGARCH), TARARCH, Üslü ARCH (PARARCH), Koşullu Değişen Varyans ARMA (CHARMA), Rasgele Katsayılı Otoregresif (RCA) , Stokastik Volatilité (SV) modelleridir.

Üçüncü bölümde IMKB’de hesaplanan üç adet endeksin volatilitesi modellendi ve hangisinin daha iyi cevaplar verdiği incelendi.

Anahtar Kelimeler: Zaman serileri, volatilité, koşullu değişen varyans, ARCH, GARCH

ABSTRACT

One of the most important characteristics of financial time series is volatility that changing over time. The aim of this study is modeling of volatility is changing over time.

In the first chapter of this study ARIMA modeling that basic of one variable time series analysis was introduced. Kinds of ARIMA models that Autoregressive Models, Moving Average Models and Autoregressive Integrated Moving Average were studied.

In the second chapter conditional heteroscedasticity models that the main subject of this study were introduced. Autoregressive conditional heteroscedasticity (ARCH), Generalized ARCH (GARCH), ARCH in Mean (ARCH –M), Integrated GARCH (IGARCH), GARCH in Mean (GARCH –M), Exponential GARCH (EGARCH), Threshold ARCH (TARCH), Power ARCH (PARCH), Conditional ARMA (CHARMA), Random Coefficient Autoregressive (RCA), Stochastic Volatility (SV) were studied.

In the third chapter volatility of three index that calculated at ISE were modeled and examined that which one had better answers to modeling.

Keywords: Time series, volatility, conditional heteroscedasticity, ARCH, GARCH

TEŞEKKÜR

Yüksek Lisans programına kabul edilmemi onaylayarak bu çalışmayı hazırlamamı sağlayan değerli hocalarım Bölüm Başkanım Sayın Prof. Dr. Nalan Cinemre'ye, Dekanım Sayın Prof. Dr. Gülay Kıroğlu'na, Sayın Yrd. Doç. Dr. Funda Sezgin'e,

Çalışmamı hazırlama aşamasında benimle birebir ilgilenen, yardımlarını ve desteğini esirgemeyen danışman hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Füsun Deriş'e,

Yüksek lisansın ders aşamasında ilgi ve yardımlarını esirgemeyen tüm bölüm hocalarıma ayrıca Matematik Bölümü'nden Bölüm Başkanım Sayın Prof. Dr. Fatma Senyücel'e, Sayın Yrd. Doç. Dr. Nebi Önder'e, beni yürekten destekleyen Sevgili hocam Sayın Yrd. Doç. Dr. Özlem Yılmaz'a, Sayın Yrd. Doç. Dr. Gülay İlon Telsiz'e,

Çalışma aşamasında ve öncesinde yardımlarını, ilgilerini ve dostluklarını esirgemeyen İstatistik bölümü Araştırma Görevlisi arkadaşlarıma ,

Eğitim alanında elemanlarını her zaman destekleyen Müdürüm Döner Sermaye Saymanı Sayın Necdet Şahin'e ve çalışma arkadaşlarıma,

Eğitimim boyunca sıcak ilgisi ve yardımlarıyla beni yüreklendiren Fen Bilimleri Enstitüsü Sekreteri Sayın Sevim Kavrut'a,

Her zaman her koşulda sevgileri ve hoşgörülerıyla beni destekleyen Sevgili Aileme,

Sonsuz minnet ve şükranlarımı sunar, teşekkür ederim.

İÇİNDEKİLER

ÖZET.....	
SUMMARY.....	
TEŞEKKÜR.....	i
İÇİNDEKİLER.....	ii
ÇİZELGELER DİZİNİ.....	v
ŞEKİLLER DİZİNİ.....	viii
BİRİNCİ BÖLÜM.....	1
1. TEK DEĞİŞKENLİ ZAMAN SERİSİ MODELLERİ.....	1
1.1. Rassal Süreçler.....	2
1.2. Sürekli ve Kesikli Rassal Süreçler.....	3
1.3. Durağan olan ve Durağan Olmayan Zaman Serileri.....	4
1.3.1. Durağanlık Kavramı.....	4
1.3.1.1. Zayıf Durağanlık.....	4
1.3.1.2. Güçlü Durağanlık.....	5
1.3.1.3. Kesin Durağanlık.....	5
1.4. Pür Rassal Süreç.....	5
1.5. Otokovaryans ve Otokorelasyon Fonksiyonları.....	7
1.5.1. Otokovaryans Fonksiyonu.....	7
1.5.2. Otokorelasyon Katsayıları ve Otokorelasyon Fonksiyonu.....	8
1.5.3. Otokorelasyon Analizi.....	8
1.5.4. Otokorelasyon Katsayıları ve Testleri.....	9
1.5.5. Kısmi Otokorelasyon Katsayıları ve Testleri.....	10
1.6. Birim Kök testi.....	11
1.7. Durağan ARIMA Modelleri.....	13
1.7.1. Otoresif Modeller: ARIMA(p,0,0).....	13
1.7.2. Hareketli Ortalama Modelleri : ARIMA(0,0,q).....	15
1.7.3. Karma Otoresif Hareketli Ortalama Modelleri ARIMA(p,0,q).....	15
1.8. Öngörü.....	16

İKİNCİ BÖLÜM.....	18
2. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ.....	18
2.1. Volatilite Kavramı.....	18
2.2. Volatilite Özellikleri.....	19
2.3. Koşullu Değişen Varyans Modellerinin Yapısı.....	20
2.3.1. Koşullu Ortalama.....	20
2.3.2. Koşullu Varyans.....	20
2.4. ARCH Modeli.....	21
2.4.1. ARCH Modellerinin Özellikleri.....	21
2.4.2. ARCH Modelinin Zayıf Yönleri.....	23
2.4.3. Bir ARCH Modelinin Kurulması.....	24
2.4.3.1. Ortalama Etkiyi Modellemek ve Denemek.....	24
2.4.3.2. Derece Belirleme.....	25
2.4.3.3. Tahmin.....	25
2.4.3.4. Model Kontrolü.....	28
2.4.3.5. Öngörü.....	28
2.5. GARCH Modeli.....	29
2.5.1. GARCH Modellerinin Özellikleri.....	30
2.5.2. GARCH Modellerinin Güçlü Yönleri.....	30
2.5.3. GARCH Modellerinin Zayıf Yönleri.....	31
2.5.4. Öngörü.....	31
2.6. ARCH-M Modeli.....	33
2.7. IGARCH Modeli.....	33
2.8. GARCH-M Modeli.....	35
2.9. ÜSTEL GARCH Modeli.....	35
2.10. TARARCH Modeli.....	36
2.11. PARARCH Modeli.....	36
2.12. CHARMA Modeli.....	37
2.13. Rasgele Katsayılı Otoregresif Modelleri (RCA).....	38
2.14. Stokastik Volatilite Modeli.....	39
2.15. Uzun Bellekli Stokastik Volatilite Modeli.....	40
2.16. Alternatif Bir Yaklaşım.....	41

ÜÇÜNCÜ BÖLÜM.....	44
3. İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI ENDEKSLERİ İÇİN KURULAN KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ.....	44
3.1. İMKB100 Endeksi.....	44
3.2. Mali Endeks.....	67
3.3. Hizmet Endeksi.....	81
SONUÇ VE TARTIŞMA.....	102
KAYNAKLAR.....	103
EK – VERİ SETİ.....	105
ÖZGEÇMİŞ.....	139

ÇİZELGELER DİZİNİ

Çizelge 3.1. İMKB100 Serisinin ACF ve PACF Değerleri.....	45
Çizelge 3.2. LDİMKB100 Serisinin ACF ve PACF Değerleri.....	46
Çizelge 3.3. İMKB100 ve LDİMKB100 Serilerinin Birim Kök Test Sonuçları.....	47
Çizelge 3.4. LDİMKB100 Serisinin ARIMA(11,1,11) Model Sonuçları.....	48
Çizelge 3.5. LDİMKB100 Serisinin ARIMA(11,1,11) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	48
Çizelge 3.6. LDİMKB100 Serisinin ARIMA(4,1,4) Model Sonuçları.....	49
Çizelge 3.7. ARIMA(4,1,4) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF'leri.....	49
Çizelge 3.8. LDİMKB100 Serisinin Öngörü İstatistikleri.....	50
Çizelge 3.9. LDİMKB100 Serisinin ARIMA(4,1,4) Artık Karelerine İlişkin ACF ve PACF'leri.....	50
Çizelge 3.10. LDİMKB100 Serisinin ARCH LM Test sonuçları.....	51
Çizelge 3.11. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Model Sonuçları.....	52
Çizelge 3.12. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklarına İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	53
Çizelge 3.13. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	53
Çizelge 3.14. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Model Sonuçları.....	54
Çizelge 3.15. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artıklarına İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	55
Çizelge 3.16. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	55
Çizelge 3.17. LDİMKB100 Serisinin TARARCH(1,1) Model Sonuçları.....	56
Çizelge 3.18. LDİMKB100 Serisinin TARARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklarına İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	57
Çizelge 3.19. LDİMKB100 Serisinin TARARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	58
Çizelge 3.20. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Model Sonuçları.....	59

Çizelge 3.21. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	60
Çizelge 3.22. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	60
Çizelge 3.23. LDİMKB100 Serisinin Kurulan Modellere Ait Parametreleri.....	61
Çizelge 3.24. LDİMKB100 Serisinin Kurulan Modellere Ait 10 Günlük Öngörüsü	
Çizelge 3.25. MALİ Endeks Serisinin ACF ve PACF Değerleri.....	68
Çizelge 3.26. LDMALİ Serisinin ACF ve PACF Değerleri.....	69
Çizelge 3.27. MALİ ve LDMALİ Serilerinin Birim Kök Test Sonuçları.....	70
Çizelge 3.28. LDMALİ Serisinin ARIMA(4,1,4) Model Sonuçları.....	70
Çizelge 3.29. LDMALİ Serisinin ARIMA(4,1,4) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	71
Çizelge 3.30. LDMALİ Serisinin ARIMA(4,1,4) Modelinin Artık Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	71
Çizelge 3.31. LDMALİ Serisinin ARCH LM Test Sonuçları.....	72
Çizelge 3.32. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Model Sonuçları.....	73
Çizelge 3.33. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	74
Çizelge 3.34. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine ACF ve PACF Değerleri.....	74
Çizelge 3.35. LDMALİ Serisinin TARCH(1,1) Model Sonuçları.....	75
Çizelge 3.36. LDMALİ Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	76
Çizelge 3.37. LDMALİ Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	77
Çizelge 3.38. LDMALİ Serisinin Kurulan Modellere Ait Parametreleri.....	77
Çizelge 3.39. LDİMKB100 Serisinin Kurulan Modellere Ait 10 Günlük Öngörüsü	
Çizelge 3.40. HİZMET Endeksi Serisinin ACF ve PACF Değerleri.....	82
Çizelge 3.41. LDHİZMET Serisinin ACF ve PACF Değerleri.....	83
Çizelge 3.42. HİZMET ve LDHİZMET Serilerinin Birim Kök Test Sonuçları.....	84
Çizelge 3.43. LDHİZMET Serisinin ARIMA Model Sonuçları.....	85
Çizelge 3.44. ARIMA(1,1,1) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri	

Çizelge 3.45. LDHİZMET Serisinin ARIMA(1,1,1) Modelinin Artık Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	86
Çizelge 3.46. LDHİZMET Serisinin ARCH LM Test Sonuçları.....	87
Çizelge 3.47. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Model Test Sonuçları.....	87
Çizelge 3.48. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların ACF ve PACF Değerleri.....	88
Çizelge 3.49. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artık Karelerinin ACF ve PACF Değerleri.....	89
Çizelge 3.50. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Model Sonuçları.....	90
Çizelge 3.51. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artıkların ACF ve PACF Değerleri.....	91
Çizelge 3.52. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artık Karelerinin ACF ve PACF Değerleri.....	91
Çizelge 3.53. LDHİZMET Serisinin TARCH(1,1) Model Sonuçları.....	92
Çizelge 3.54. LDHİZMET Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	93
Çizelge 3.55. LDHİZMET Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	93
Çizelge 3.56. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Model Sonuçları.....	94
Çizelge 3.57. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	95
Çizelge 3.58. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri.....	96
Çizelge 3.59. LDHİZMET Serisinin Kurulan Modellere Ait Parametreleri.....	96
Çizelge 3.60. LDHİZMET Serisinin Kurulan Modellere Ait 10 Günlük Öngörülleri.....	101

ŞEKİLLER DİZİNİ

Şekil 3.1. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük İMKB100 Serisi.....	44
Şekil 3.2. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük LDİMKB100 Serisi.....	47
Şekil 3.3. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	62
Şekil 3.4. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması.....	62
Şekil 3.5. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	63
Şekil 3.6. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Koşullu Standart Sapması.....	63
Şekil 3.7. LDİMKB100 Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	64
Şekil 3.8. LDİMKB100 Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması	
Şekil 3.9. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü...	65
Şekil 3.10. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması.....	65
Şekil 3.11. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük MALİ Endeks Serisi.....	67
Şekil 3.12. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük LDMALİ Serisi.....	69
Şekil 3.13. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	78
Şekil 3.14. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması.	78
Şekil 3.15. LDMALİ Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	79
Şekil 3.16. LDMALİ Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması..	79
Şekil 3.17. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük HİZMET Endeksi Grafiği..	81
Şekil 3.18. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük LDHİZMET Serisi.....	84
Şekil 3.19. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	97
Şekil 3.20. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması	
Şekil 3.21. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	98
Şekil 3.22. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Koşullu Standart Sapması.....	98
Şekil 3.23. LDHİZMET Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü.....	99
Şekil 3.24. LDHİZMET Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması	
Şekil 3.25. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü...	100

Şekil 3.26. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması.....	100
--	-----

BİRİNCİ BÖLÜM

1.TEK DEĞİŞKENLİ ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

Zaman serileri, bir dönemden diğerine değişkenlerin değerlerinin ardışık bir şekilde gözleendiği sayısal büyüklüklerdir. Gözlenen verilerin zaman içinde ardışık bir biçimde derlenmiş olması bir koşul değil fakat düzenli aralıklarla dizinin gelişimini görmek açısından gereklidir (Granger ve Newbold, 1977).

Ekonomi ve iş dünyasındaki belirsizlikler nedeniyle ekonomik zaman serilerinin gelecekte göstereceği performansı ve davranış biçimini kestirmek karar verme açısından oldukça önemlidir. Böyle bir durumda zaman serilerinin özelliklerini belirlemek için başvurulacak çeşitli yöntemler vardır (Akgül, 2003).

Zaman serilerinin geleneksel ayrışım yöntemi bu yöntemlerden birisidir ve serideki trend, konjontür, mevsim etkileri ve düzensiz hareketlerin ayrıştırılmasını inceler (Sevüktekin - Nargeleçekenler, 2005).

Zaman serisi analizlerinin geleneksel yaklaşımında ilk yapılan işlem serinin grafiğinin çizilmesidir. Burada serinin bir trende sahip olup olmadığı araştırılır. Daha sonra konjontürel dalgalanmaların şiddeti ölçülmeye çalışılır. Eğer serinin bünyesinde varsa mevsimsel hareketler ayrıştırılır. Son olarak düzensiz hareketler giderilerek seri temiz bir dizi haline getirilmeye çalışılır (Sevüktekin - Nargeleçekenler, 2005).

Trend, değişkenin uzun dönem eğilimini göstermektedir. Değişkenlerin trendi artan, azalan veya değişmeyen özellikler taşıyabilmektedir. Trendin ortaya çıkarılabilmesi için 10-15 yıl veya 10-15 yıllık ay bazında veriye ihtiyaç duyulmaktadır. Bu uzunluk, ekonomistlerce 3-5 yıl sürdüğü kabul edilen konjontür dalgalanmalarından 2-3 tane konjontür dalgalanması içermesi anlamına gelmektedir. Daha kısa dönem incelendiğinde trendin değil de konjontürün ortaya çıkarılması gibi bir sakınca doğmaktadır. Çok uzun dönem ele alındığında ise iki trend döneminin karışması gibi bir sakınca ortaya çıkmaktadır. Trendin başlatılacağı dönemin ise ekonominin

durgun olduđu bir dönem olması, konjonktürün refah veya depresyon dönemine isabet etmemesi önerilmektedir (Orhunbilge, 1999).

Konjonktür dalgalanmaları sektörlerin veya ekonominin refah veya depresyon dönemlerini içeren deđişmelerdir. Yatırımlar, üretimler, gelirler ve satışlar bir süre artar maksimuma ulaşır(refah dönemi) daha sonra bu göstergelerde düşüşler başlar(depresyon dönemi) ve durgunlaşma sonrası ekonomi yeniden canlanır. Ekonomik deđişkenlerin değeri refah döneminde trendinin üzerinde, depresyon döneminde ise trendinin altında kalmaktadır (Orhunbilge, 1999).

Mevsim etkileri aylık, üçer aylık veya altı aylık verilerde gözlenebilir. Mevsimin etkisinde olan deđişkenler yılın bazı mevsimlerinde diđerlerine oranla daha yüksek veya daha düşük değere ulaşırlar. Mevsimlik etkiler, deđişkenlerin değerinin trendin üzerinde veya altında kalmasına neden olmaktadır (Orhunbilge, 1999).

Düzensiz hareketler, deprem, su baskını, kuraklık gibi doğal afetler, savaş, siyasi karışıklıklar ve kapsamlı işçi hareketleri gibi sosyal ve ekonomik nedenlerle ortaya çıkan önceden tahmin edilmesi mümkün olmayan olaylardır. Bu olaylar ekonomik deđişkenlerin değeri üzerinde etki yaparak bazı değerin artmasına bazı değerin ise azalmasına neden olurlar (Orhunbilge, 1999).

1.1. Rassal Süreçler

Zaman serileri için olasılık modellerinin bir diđer tanımı rassal süreçlerdir. Literatürde rassal süreç hem reel fiziksel süreç hem de onun matematiksel bir modeli olarak algılanır. Rassal süreç kavramı ile stokastik süreç kavramı eş anlamda kullanılır (Chatfield, 1980). Bir rassal süreç matematiksel olarak zaman aralıklarına göre dizilmiş, rassal deđişkenlerin bir birikimi olarak tanımlanabilir. Diđer bir ifadeyle $\{y_t, t \in T\}$, burada T süreçte tanımlanan zaman noktalarının bir setidir (Harvey, 1993).

İstatistikte yer alan yığın ve örneklem gibi temel kavramların teorik zaman serisi analizlerinde karşılığı sırasıyla rassal süreç ve gerçekleşen yani gözlenen seri kavramlarıdır. Zaman serisi analizlerinin temel amacı gözlenen seride bulunan bilgiden yararlanarak rassal sürecin özellikleri veya temel öğeleri hakkında çıkarımlarda bulunmaktır. Bu da uygun modelin kurularak serinin yapısını ortaya çıkarmakla mümkündür.

Bir rassal süreci tanımlamanın bir yolu, t_1, \dots, t_n zaman seti için y_{t_1}, \dots, y_{t_n} birleşik olasılık dağılımını bulmaktır. Başka bir yol ise rassal sürecin momentlerini oluşturmaktır. Özellikle ortalama, varyans ve otokovaryans fonksiyonları olarak adlandırılan birinci ve ikinci momentler bu amaç doğrultusunda son derece kullanışlıdır (Chatfield, 1980). y_t değişkeninin birinci ve ikinci momentleri yani ortalama ve varyansı

$$\begin{aligned} \text{Ortalama} \quad \mu_t &= E(y_t) \\ \text{Varyans} \quad \sigma_t^2 &= \text{Var}(y_t) \end{aligned} \quad (1.1)$$

y_{t_1} ile y_{t_2} arasındaki kovaryansı,

$$\begin{aligned} \text{Otokovaryans} \quad \gamma_{t_1, t_2} &= \text{Cov}(y_{t_1}, y_{t_2}) \\ &= E[(y_{t_1} - \mu_{t_1})(y_{t_2} - \mu_{t_2})] \end{aligned} \quad (1.2)$$

şeklinde yazılabilir (Sevüktekin - Nargeleçekenler, 2005).

1.2. Sürekli Ve Kesikli Rassal Süreçler

Zaman içinde sıralanmış rassal süreçte değişkenin kesikli veya sürekli olmasına göre süreç değişkeni farklı biçimlerde gösterilir. Regresyondaki bağımsız değişken durumundaki değişkenler, zaman serilerinde karşımıza bağımlı değişken olarak çıkmaktadır. Eğer süreç sürekli bir değişken ile temsil ediliyorsa rassal değişken $y(t)$ ile ve süreç kesikli bir değişken ile temsil ediliyorsa rassal değişken y_t ile gösterilir. Örneğin, sürekli rassal değişken $y(t)$, bir elektrokardiyogramdan

kaydedilen verilerden oluşabilir. Kesikli rassal değişken y_t için ise, işsizlik, para arzı, hisse senetlerinin kapanış fiyatları gibi örnekler verilebilir (Maddala ve Kim, 1998).

1.3. Durağan Olan Ve Durağan Olmayan Zaman Serileri

Zaman serileri için model oluşturulurken, seriyi ortaya çıkaran rassal sürecin zaman içinde değişmediği varsayılmaktadır (Akgül,2003). Bununla birlikte öngörü amaçlı kullanılacak model seçilmeden önce zaman serisinin özelliklerinin ve geçmişte gösterdiği değişikliklerin iyi incelenmesi gerekmektedir. İlk olarak amaç, zaman serisi ile iyi uyum gösteren bir modelin tespit edilmesidir. Bu aşamada serinin durağan olması veya olmaması araştırılması gereken temel bir olgu olarak ortaya çıkmaktadır.

Zaman serisinin ortalamasında ve varyansında sistematik bir değişme bulunmaması halinde “durağan seri” söz konusudur ve serinin durağan olması durumunda yapısal ilişkinin zaman içinde değişmediği varsayımı ile değişken basit bir regresyon modeli kullanılarak tahmin edilebilir. Yapılan diğer bir tanımlamada ise zaman serisinin bir trende ve/veya yığılıma sahip olmaması, yani serinin farklarının alınmasının gerekmemesi durumunda serinin durağan olduğu ifade edilmektedir. Bu tanımlamada durağan sürecin dağılımının zaman içinde aynı kaldığı, olasılık yapısının zamana bağlı olarak değişmediği vurgulanmaktadır (Akgül,2003).

1.3.1. Durağanlık Kavramı

Durağanlık kavramını; zayıf durağanlık, güçlü durağanlık ve kesin durağanlık olmak üzere üç aşamada irdeleyebiliriz.

1.3.1.1. Zayıf Durağanlık

Zaman serisinin durağanlığı sabit ortalamayı işaret etmekte ve $t \neq s$ hali için

$$E(y_t) = E(y_s) = \mu \quad (1.3)$$

olarak ifade edilmektedir. Ayrıca (y_t, y_s) ile (y_{t+i}, y_{s+i}) 'nin aynı dağılıma sahip olmaları nedeni ile ikinci momenti söz konusu olmakta ve durağanlık, $s > t$ olduğunda

$$\gamma(y_t, y_s) = E(y_t - \mu)(y_s - \mu) = \gamma(s - t) \quad (1.4)$$

olacak şekilde gösterilmektedir. İki rassal değişken, y_t ve y_s arasındaki kovaryansın zamanlar arası farka dayandığını belirten ikinci varsayım ise $\gamma(s - t)$ veya γ_{s-t} olarak ifade edilmektedir. Zayıf durağan bir seri

- $E(y_t)$ 'nin sabit ve zamandan bağımsız olması
- $Var(y_t)$ 'nin sabit ve zamandan bağımsız olması
- $Kov(y_t, y_s)$ 'nin zamanın değil $(t - s)$ 'nin bir fonksiyonu olması.

biçiminde tanımlanmaktadır (Akgül, 2003).

1.3.1.2. Güçlü Durağanlık

y_t rassal değişkeninin zayıf durağanlıkta bahsedilen özelliklere sahip olmasının yanı sıra dağılımının zaman içinde değişmemesi özelliğine de sahip olması durumu “güçlü durağanlık” olarak adlandırılmaktadır (Akgül, 2003).

1.3.1.3. Kesin Durağanlık

y_t rassal değişkeninin yukarıda sıraladığımız özelliklerinin yanında bileşik dağılımının normal olması durumu “kesin durağanlık” olarak adlandırılmaktadır. Bu durumda, yani bileşik dağılımın normal olması ile de süreç ile ilgili önemli bilgi sağlanmış olmaktadır (Akgül, 2003).

1.4. Pür Rassal Süreç

Kesikli bir rassal süreç olan y_t , bağımsız özdeş dağılan rassal değişkenlerin bir

dizisini içeriyorsa pür rassal süreç(white noise) olarak kabul edilir. Pür rassal sürecin rassal değişkenleri sabit bir ortalamaya ve sabit bir varyansa sahiptir; yani,

$$\begin{array}{lll} \text{Ortalama} & E(a_t) = 0 & \text{bütün } t \text{'ler için} \\ \text{Varyans} & Var(a_t) = \sigma^2 & \text{bütün } t \text{'ler için} \end{array} \quad (1.5)$$

Ayrıca sürecin kovaryansı da $k \neq 0$ için

$$\text{Kovaryans} \quad Cov(a_t, a_{t+k}) = 0 \quad \text{bütün } t \text{'ler için} \quad (1.6)$$

sabit olacaktır. Diğer taraftan sürecin otokovaryans fonksiyonu

$$\gamma_k = Cov(y_t, y_{t+k}) = 0 \quad k \neq 0 \text{ için} \quad (1.7)$$

ve otokorelasyon fonksiyonu ise

$$\begin{array}{ll} \rho_k = 1 & k = 0 \text{ ise} \\ \rho_k = 0 & k \neq 0 \text{ ise} \end{array} \quad (1.8)$$

ile verilir. Pür rassal süreç kavramı “white-noise” karşılığı kullanılmaktadır. Literatürde beyaz gürültü de denilen ve ortalaması sıfır ve sabit varyansla bağımsız (korelasyonsuz) bağımsız özdeş dağılan değişkenler dizisi

$$a_t \approx IID(0, \sigma^2) \quad t=1,2,\dots,t \quad (1.9)$$

şeklinde gösterilir. Serinin tanımsal olarak durağan olduğu kabul edilir. Bu açıdan bakıldığında serinin ortalama ve otokovaryans fonksiyonu zamana bağlı değildir. Dolayısıyla beyaz gürültü süreci bu haliyle ikinci derece veya kovaryans-durağandır. Öte yandan y_t 'nin normal dağıldığını varsayarsak bu durumda süreç kesin durağan olarak kabul edilir; yani

$$a_t \approx NID(0, \sigma^2) \quad t=1,2,\dots,t \quad (1.10)$$

olacaktır. Burada pür rassal süreç bağımsız normal dağılıma uyar ve Gaussian beyaz gürültü olarak adlandırılır (Chatfield, 1980).

1.5. Otokovaryans ve Otokorelasyon Fonksiyonları

Otokovaryans , otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelediğimiz zaman serilerinin durağan olup olmadıklarını belirlemede kullanılmaktadır.

1.5.1. Otokovaryans Fonksiyonu

Zaman serilerinin analizi sırasında otokovaryans fonksiyonu örnek momentleri kullanılarak tahmin edilmekte ve iki rassal değişken arasındaki kovaryansın genel gösterimi

$$Kov(x, y) = E[(x - E(x))(y - E(y))] \quad (1.11)$$

olarak yapılmaktadır. Benzer şekilde rassal sürecin y_t, y_{t+k} gibi iki elemanı için otokovaryans teorik olarak

$$\begin{aligned} \gamma_k = Kov(y_t, y_{t+k}) &= E[(y_t - E(y_t))(y_{t+k} - E(y_{t+k}))] \\ &= E[(y_t - \mu)(y_{t+k} - \mu)] \end{aligned} \quad (1.12)$$

olarak gösterilmekte ve γ_k “otokovaryans fonksiyonu” olarak adlandırılmaktadır.

Rassal sürecin özelliklerini saptamada önemli bir araç olarak kabul edilen otokovaryans fonksiyonu için uygulamada $k = 0,1,2,\dots$ için

$$\hat{\gamma}_k = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T-k} (y_t - \bar{y})(y_{t+k} - \bar{y}) \quad (1.13)$$

formülü kullanılmakta ve \bar{y} , seri değerlerinin ortalamasını temsil etmektedir. Bu aracın zayıf yönü ise otokovaryansların y sürecinin ölçme birimlerine tabi olmasıdır (Akgül, 2003).

1.5.2. Otokorelasyon Katsayıları Ve Otokorelasyon Fonksiyonu

Otokorelasyon katsayıları (autocorrelation coefficients) seri değerlerinden hesaplanır ve farklı zamanlardaki gözlemler arasındaki ilişkiyi ifade ederler. Zaman serilerinin özelliklerini ortaya koymada önemli bir enstrüman olarak kabul edilirler. Otokorelasyon katsayıları serinin ardışık değerleri arasındaki bağımlılığın bir ölçüsüdür.

k gecikme ile otokorelasyon katsayıları teorik olarak

$$\rho_k = \frac{E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)]}{\sqrt{E(y_t - \mu)^2 E(y_{t-k} - \mu)^2}} = \frac{Kov(y_t, y_{t-k})}{\sigma_{y_t} \cdot \sigma_{y_{t-k}}} \quad (1.14)$$

formülü ile ifade edilir. μ serinin ortalamasını, γ_0 varyansını ve ρ_k otokorelasyon katsayılarını simgelemektedir. Sürecin durağan olması durumunda paydada yer alan t . dönemin standart sapması ile $(t - k)$. dönemin standart sapması eşit olacağından ve paydada stokastik sürecin standart sapması yer alması nedeni ile $k = 0,1,2,\dots$ için ρ_k ,

$$\rho_k = \frac{Kov(y_t, y_{t-k})}{\sigma_y^2} = \frac{\gamma_k}{\sigma_y^2} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \quad (1.15)$$

şeklinde gösterilmektedir.

1.5.3. Otokorelasyon Analizi

Otokorelasyon analizinden şu aşamalarda faydalanırız.

1. Verilerin veya artıkların rastgeleliğinin araştırılmasında
2. Durağanlığın incelenmesinde
3. Durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesinde
4. Mevsimsel etkinin araştırılmasında
5. Hareketli ortalama (Moving Average - *MA*) serilerinin varlığı ve derecesinin belirlenmesinde

1.5.4. Otokorelasyon Katsayıları Ve Testleri

Box ve Pierce tarafından geliştirilen ve Ki-kare testine dayanan Q istatistiği, genellikle hatalara (artıklar) ve y_t değerlerine ait k sayıda otokorelasyon katsayısının aynı anda sıfırdan anlamlı bir şekilde farklı olup olmadığının araştırılmasında kullanılan eşanlı bir testtir. Hatalar üzerinden daha doğru sonuç verdiği kabul edilmektedir.

Q istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$Q = n \sum_{k=1}^p \rho_k^2 \quad (1.17)$$

Otokorelasyon katsayıları sıfıra yakınsa küçük bir Q değeri elde edilecek ve χ^2 tablo değerinden küçük olacağı için otokorelasyonların anlamsız olduğuna karar verilecektir. Tablo değerinden büyük Q değerleri elde edildiğinde ise otokorelasyon katsayılarının anlamlı olduğu ortaya çıkmaktadır. Bir başka deyişle hatalar için hesaplanan Q değerleri χ^2 tablo değerinden küçük ise hatalarda otokorelasyon olmadığına, hataların pür rassal sürece sahip ve seçilen modelin uygun olduğuna karar verilmektedir.

Otokorelasyon katsayılarının anlamlılığının araştırılmasında kullanılan diğer bir test ise t -testidir. Örnek otokorelasyon katsayılarından hareketle teorik otokorelasyon katsayılarının her birinin tek tek sıfır olup olmadığının araştırılmasında kullanılır.

t - istatistiği aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır:

$$\sigma = \frac{1}{\sqrt{n}} \sqrt{1 + 2 \sum_{j=1}^{k-1} \rho_k^2} \quad \text{için} \quad t = \frac{\rho_k}{\sqrt{\sigma^2}} \quad (1.18)$$

Hesaplanan t – istatistiğinin değeri 2’ye eşit veya 2’den küçükse otokorelasyon yoktur. Eğer hesaplanan t – istatistiği değeri 2’den büyük ise otokorelasyon vardır.

1.5.5. Kısmi Otokorelasyon Katsayıları Ve Testleri

Kısmi otokorelasyon katsayıları (Partial Autocorrelation Coefficients) diğerleri sabit tutulduğunda y_t değerleriyle herhangi bir dönemlik gecikme değerleri y_{t+k} ’lar arasındaki bağımlılığın derecesini göstermektedir. Bu katsayıların hesaplanmasındaki amaç otoregresif modellerin (Autoregressive - *AR*) ve otoregresif hareketli ortalama (Autoregressive Moving Average - *ARMA*) modellerinin tanımlanmasını ve derecelerinin belirlenmesini kolaylaştırmaktır.

Otokorelasyon katsayılarında olduğu gibi kısmi otokorelasyon katsayılarının da istatistiksel açıdan önemliliğinin test edilmesi gerekmektedir ve ilgili hipotezler,

$$H_0 : \phi_{kk} = 0 \quad (1.19)$$

$$H_1 : \phi_{kk} \neq 0$$

şeklinde oluşturulmaktadır. H_0 hipotezi, ϕ_{kk} ile simgelenen kısmi otokorelasyon katsayılarının sıfır olduğunu vurgulamaktadır. Test istatistiği, H_0 hipotezi altında

$$t = \frac{\hat{\phi}_{kk}}{\sqrt{\sigma^2}} \quad (1.20)$$

t -testidir. Gecikme sayısından büyük mertebelerde, yani $k > p$ için, $Var(\hat{\phi}_{kk}) \cong N$ olduğundan test istatistiğinde örnek varyansı N^{-1} olarak alınmaktadır.

Uygulamada, örnek kısmi otokorelasyon katsayıları hesaplandığında ve %5 önem seviyesinde $|t|$ ile 2 değerinin karşılaştırılması yapılmaktadır. $|t| < 2$ olduğunda $\phi_{kk} = 0$ olduğunu gösteren H_0 hipotezi red edilmemekte ve kısmi otokorelasyon katsayısının sıfır olduğuna karar verilmektedir.

Ayrıca kısmi otokorelasyon, otokorelasyon fonksiyonunun tersi olarak düşünülebilir ve analizin model belirleme basamağında yardımcı bir istatistik olarak kullanılır. Kısmi otokorelasyon katsayıları da, otokorelasyon fonksiyonları gibi farklı görünümlere sahip olabilirler.

Maddeler halinde sıralanacak olursa bütünleşik otoregresif hareketli ortalama (Autoregressive Integrated Moving Average - *ARIMA*) yönteminin uygulanmasında otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları,

- Belirleme aşamasında,
- Durağanlık sınaması ve fark alma derecesini saptarken,
- Mevsimsellik etkisinin varlığını sorgularken,
- Denenecek modellerin seçimi sırasında,
- Parametre tahmini sırasında,
- Ayırt edici kontrolde,
- Hata terimlerinin analizi sırasında

kullanılmaktadır.

1.6. Birim Kök Testi

Durağan olmayan seriler, d sayıda farkları alınarak durağan hale getirilebilirler (Engel-Granger, 1987). Bir seri durağan oluncaya kadar “ d ” defa farkı alınmış ise, o seri “ d ” sayıda birim kök içeriyordur. Bu seriye “ d derecesinden bütünleştirilmiş” seri adı verilir ve $I(d)$ şeklinde ifade edilir (Halaç, 2001).

Birim kökün varlığını tespit etmek için kullanılan Dickey-Fuller ve Genişletilmiş Dickey-Fuller testleri en tanınmış olanlarıdır. Standart Dickey-Fuller testi, hata terimlerinin bağımsız ve aynı şekilde dağılımları varsayımı üzerine kurulmuştur. Hata terimi bazen farklı varyans şeklinde veya seri korelasyon şeklinde dağılmış olabildiğinden Dickey-Fuller testi, Genişletilmiş Dickey-Fuller testi olarak değiştirilmiştir.

Genişletilmiş Dickey–Fuller testi metodolojisini daha iyi anlamak için süreç “p”inci derecede otoregresif olarak şöyle gösterilebilir:

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_{p-1} y_{t-p+1} + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad (1.21)$$

denklemin her iki tarafına “ $\alpha_p y_{t-p+1}$ ” eklenip, tekrar çıkarıldığında;

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_{p-2} y_{t-p+2} + (\phi_{p-1} + \phi_p) y_{t-p+1} + \phi_p \Delta y_{t-p+1} + a_t \quad (1.22)$$

denkleminin ulaşılır. Tekrar denklemin her iki tarafına “ $(\alpha_{p-1} + \alpha_p) y_{t-p+2}$ ” değeri eklenip, çıkarıldığında elde edilen denklem üzerine bu işlemler tekrar edilirse;

$$\gamma = - \left[1 - \sum_{p=1}^p \phi_1 \right] \text{ ve } \beta_i = \sum_{j=1}^p \phi_j \quad (1.23)$$

olmak üzere,

$$\Delta y_t = m_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i} + a_t \quad (1.24)$$

denkleminin elde edilir. Bu denklemden hareketle Genişletilmiş Dickey–Fuller testinin yokluk hipotezi, y_t serisinin bir birim kökünün bulunduğu şekilde ifade edilir.

1.7. Durağan ARIMA Modelleri

ARIMA modelleri, zaman serilerinin sistematik kısmının tahmin edilmesi için kullanılmaktadır. Buradaki amaç zaman serilerinin hareketini açıklamaktır. *ARIMA* modellerinde temel yaklaşım incelenen değişkenin bugünkü değerinin, geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamı ve rassal şokların bileşimine dayandığı şeklinde ifade edilmektedir (Akgül, 2003). Öngörü için seçilecek algoritmanın gözlenen zaman serisinin davranışının incelenmesi ile belirlenecek olması nedeni ile tüm *ARIMA* modellerinde zaman serisinin özellikleri ayrıntılı olarak incelenmektedir. Model seçiminde serinin durağan olup olmaması, mevsim etkisi taşıyıp taşıyamaması belirleyici olmaktadır. Bu nedenle ilk olarak zaman serisinin özellikleri ortaya çıkarılmakta ve uygun bir model bulmaya çalışılmaktadır. Ardından seriyi en iyi öngöreceği saptanan form üzerinde analizler yapılmaktadır (Akgül, 2003).

1.7.1. Otoregresif Modeller: ARIMA(p,0,0)

Tek değişkenli zaman serisi modellerinden “otoregresif” modelde sürecin şimdiki değeri y_t ; sürecin gecikmeli değerleri y_{t-1}, y_{t-2}, \dots ile hata teriminin toplamından oluşan doğrusal bir fonksiyon olarak tanımlanmaktadır. y_t , trend etkisi ortadan kaldırılmış seriyi göstermektedir. p , otoregresif sürecin mertebesidir ve modelde kullanılan serinin geçmiş değerlerinin sayısını göstermektedir. Genel olarak

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t \quad (1.25)$$

veya

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} = a_t \quad (1.26)$$

şeklinde ifade edilen süreç “p. mertebeden otoregresif süreç” “ $AR(p)$ ” olarak adlandırılmaktadır. (1.21) ve (1.22) nolu denklemlerde a_t ile simgelenen hata terimi, sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip, bağımsız rassal sürece sahiptir. Ayrıca a_t ’ler, y_{t-p} ’lerden bağımsız olup herhangi bir dönemdeki hata ile de arasında ilişki söz konusu değildir, $a_t \sim ND(0, \sigma_a^2)$.

δ ile simgelenen yığılım parametresine sahip $AR(p)$ süreci

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \delta + a_t \quad (1.27)$$

veya

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \phi_2 y_{t-2} - \dots - \phi_p y_{t-p} + \delta = a_t \quad (1.28)$$

şeklinde ifade edilmektedir. δ , stokastik sürecin ortalaması ile ilgili sabittir ve “yığılım parametresi” olarak adlandırılmaktadır. Modele sabitin katılması ise zaman serisinin sıfırdan farklı ortalamasının olmasına izin verilmesi şeklinde ifade edilebilir. Denklemlerde $\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$ olarak simgelenen parametreler, ağırlıklardır.

AR modellerinde durağanlıktan bahsedilebilmesi için ϕ_i ile simgelenen katsayıların toplamının birden küçük olması gerekmektedir. Bu ifade, tüm i 'ler için ($i = 1, 2, \dots, p$)

$$\sum_{i=1}^p \phi_i < 1 \quad (1.29)$$

olarak gösterilmekte ve ancak “durağanlık koşulu” olarak adlandırılan bu koşul sağlandığında serinin yakınsayacağı vurgulanmaktadır.

Otoregresif süreç durağan olabilir veya durağan olmayabilir fakat “her zaman çevrilebilirdir” şeklinde ifade edilen özellik, $AR(p)$ modelinin seriyi oluşturmada $MA(q)$ modeline bir seçenek olarak ele alınabileceğini ortaya koymaktadır (Akgül, 2003).

1.7.2. Hareketli Ortalama Modelleri ARIMA (0,0,q)

Otoregresif modellerde olduğu gibi hareketli ortalama modellerinde de hata terimlerinin zaman içinde bağımsız ve rassal olduğu, pür rassal süreç tarafından yaratıldığı varsayılmaktadır. ” q -mertebesinde hareketli ortalama” $MA(q)$ modelleri, incelenen zaman serisi değişkeninin bugünkü değerini, pür rassal sürecin bugünkü ve q dönem geriye giderek geçmiş değerlerinin ağırlıklı toplamı ile açıklayan modellerdir. $MA(q)$ süreci, tanım gereği q durağan pür rassal sürecin ortalaması olduğu için MA süreçlerinin tümü durağandır, MA süreçleri için tartışılan özellik ise “çevrilebilirlik”tir.

Süreç, yığılım parametresinin modelde yer alıp almamasına bağlı olarak

$$y_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_p a_{t-p} \quad (1.30)$$

veya

$$y_t = a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_p a_{t-p} \quad (1.31)$$

olacak şekilde gösterilmektedir. Artı veya eksi değerler alabilen parametreleri simgeleyen θ_i ağırlıkları, y_t durağan seriyi göstermektedir. $a_{t-1}, a_{t-2}, \dots, a_{t-p}$ geçmiş dönem öngörü hatalarının ve $\mu, \theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$ ise sırası ile sabit ve MA parametrelerini simgelemektedir (Akgül, 2003).

1.7.3. Karma Otoregresif Hareketli Ortalama Modelleri ARIMA(p,0,q)

Zaman serilerinin hem AR hem de MA bileşenine sahip olmaları durumunda AR ve MA terimlerinin modelde bir arada yer almaları söz konusu olmaktadır. Bu gibi durumlarda oluşturulacak olan ve seriler için daha iyi uyum sağlayacak olan modeller “karma otoregresif hareketli ortalama” $ARMA(p, q)$ modelleridir.

$ARMA(p,q)$ süreci yığılım parametresinin var olup olmaması durumlarına göre aşağıdaki şekillerde gösterilir.

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \delta + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \delta \neq 0 \quad (1.32)$$

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \dots + \phi_p y_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \dots - \theta_q a_{t-q} \quad \delta = 0 \quad (1.33)$$

$ARMA(p,q)$ sürecinin durağan ve çevrilebilir olma özellikleri aşağıdaki kısıtlarla ifade edilir.

$$\phi_1 + \phi_2 + \dots + \phi_p < 1 \quad (1.34)$$

kısıtı gerçekleştiğinde sürecin durağan,

$$\theta_1 + \theta_2 + \dots + \theta_q < 1 \quad (1.35)$$

kısıtı gerçekleştiğinde ise sürecin çevrilebilir olduğu ifade edilmektedir (Akgül, 2003).

1.8. Öngörü

Öngörü doğruluğunu ölçmek için kullanılacak birçok ölçü bulunmaktadır. Bunların arasından çeşitli doğruluk ölçülerinin avantajları üzerinde fikir birliği sağlanmıştır. Bu doğruluk ölçülerinin temelini, sapmayı ölçmek için kullanılan Ortalama Hata (ME – Mean Error) kavramı oluşturur:

$$ME = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+h,t} \quad (1.36)$$

Yukarıdaki formülde T öngörü aralığını, t zaman operatörünü, h öngörü uzunluğunu ve e öngörü hatasını göstermektedir. Ortalama hata kavramını temel alan ve yaygın şekilde kullanılan başlıca doğruluk ölçüleri arasında MSE, RMSE ve MAE sayılabilir. Bu ölçülerin formülleri aşağıda verilmiştir.

$$MSE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+h,t}^2 \quad (1.37)$$

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T e_{t+h,t}^2} \quad (1.38)$$

$$MAE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |e_{t+h,t}| \quad (1.39)$$

Diğer taraftan, yukarıda anlatılan doğruluk ölçülerinde öngörü hatası (e) yerine öngörü hatasının yüzdesi kullanılabilir ve aşağıdaki şekilde hesaplanmaktadır.

$$p_{t+h,t} = \left(y_{t+h} - y_{t+h,t} \right) / y_{t+h} \quad (1.40)$$

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |p_{t+h,t}| \quad (1.41)$$

$$MPE = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{t+h,t} \quad (1.42)$$

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T p_{t+h,t}^2} \quad (1.43)$$

İKİNCİ BÖLÜM

2. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Modern ekonomik teoride kullanılan zaman serilerinde varyansın sıklıkla durağan seyretmemesi ve zamana bağlı olarak değişmesi , tek değişkenli varyansın modellenmesinde farklı modelleme yöntemlerinin geliştirilmesini sağlamıştır. Yüksek frekanslı finansal verilerdeki zamana bağlı değişkenliği analiz etmek için koşullu değişen varyans modellerinin kullanımı yaygın hale gelmiştir (Telatar-Binay, 2002). İlk Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity - *ARCH*) modeli Engle(1982) tarafından ortaya konulmuştur. Bu tarihten itibaren çeşitli *ARCH* sınıfı modeller geliştirilmiştir (Tsay, 2002).

2.1. Volatilite Kavramı

Volatilite en temel ifadeyle zaman içinde değişen varyans olarak tanımlanabilir (Akgül – Sayyan, 2005). Finansal anlamda volatilite; varlık getirilerinin standart sapması veya varyansı olarak ifade edilmekte ve finansal varlıkların toplam riskini ifade etmekte kullanılmaktadır (Mazıbaşı, 2004). Faiz oranları, kurlar, enflasyon oranı, borsa endeksleri, işlem hacimleri, ücretler, üretim maliyeti gibi çeşitli değişkenlerin volatiliteleri, esasında ilgili parametrelerin beklenen değerlerinden ne kadar sapma gösterdiğinin bir ölçüsüdür. Ekonomideki yaşanan hızlı değişimler özellikle volatilitenin artmasına neden olmaktadır(Bolgün – Akçay, 2005).

Volatilite opsiyonlar alım satımında önemli bir faktördür. Opsiyon araçların asıl amacı kar etmek değil, riski kontrol altına almaktır. Opsiyon araçlar, opsiyon alıcısı yatırımcıya bir malı, belli bir prim karşılığı, belli bir zaman aralığında belli bir fiyattan alma ya da satma hakkı verir. Opsiyonu alan kişi bunu kullanıp kullanmama özgürlüğüne sahiptir. Ancak opsiyon satıcısı istendiği takdirde söz konusu malı almak ya da satmak zorundadır. Belirli bir tarihte satın alma ya da satma hakkı verenler Avrupa Opsiyonu, belirli bir tarihe kadar herhangi bir zamanda satın alma veya satma hakkı verenlere Amerikan Opsiyonu adı verilir. Burada volatilite, getirilerin koşullu varyansı anlamına gelmektedir. Sabit fiyat bir menkul kıymetin alım ya da satım opsiyonu kullanma fiyatı olarak adlandırılır ve genellikle K olarak

belirtilir. Sona erme tarihine kadar olan süre ℓ ile belirtilir. Black-Scholes opsiyon fiyatlandırma formülü Avrupa satın alma opsiyonu fiyatını şu şekilde gösterir:

$$c_t = P_t \Phi(x) - Kr^{-\ell} \Phi(x - \sigma_t \sqrt{\ell}), \quad \text{and} \quad x = \frac{\ln(P_t / Kr^{-\ell})}{\sigma \sqrt{\ell}} + \frac{1}{2} \sigma_t \sqrt{\ell}, \quad (2.1)$$

P_t ; aynı hisse senedinin şu anki fiyatını, r ise risksiz faiz oranını, σ_t belirtilen hisse senedinin getirisinin koşullu standart sapmasını ve $\Phi(x)$, x değerli standart normal rasgele değişkeninin kümülatif dağılım işlevini belirtir (Tsay, 2002).

Volatilite risk yönetiminde de önemlidir. Volatilite yükselmesi risklerin de artmasını beraberinde getirir. Risk; getirilerin olasılık dağılımının varyansı olarak tanımlanır (Mazıbaş, 2004).

2.2. Volatilite Özellikleri

Volatilite doğrudan gözlenemese de varlık getirilerinde genellikle görülen bazı özellikler sergiler.

1. Volatilite kümeler şeklinde varolabilir. Volatilite bazı dönemlerde yüksek bazı dönemlerde ise düşük olabilir. Başka bir deyişle büyük miktarda değişimleri büyük miktarda, küçük miktarda değişimleri küçük miktarda değişimler takip eder (Mazıbaş, 2004).
2. Volatilite zaman içinde sürekli değişir. Volatilite atlamaları seyrek olur.
3. Volatilite çoğu zaman durağandır.
4. Volatilite büyük ölçüdeki bir fiyat artışına veya büyük ölçüdeki bir fiyat düşüşüne farklı şekilde tepki verir. Asimetrik davranışlar gözlenebilir (Tsay, 2002).

Bu özellikler volatilite modellerinin gelişiminde önemli rol oynamaktadır. Bazı volatilite modelleri mevcut modellerin zayıf yanlarını düzeltmek için geliştirilmiştir.

Örneğin, *EGARCH* modeli pozitif ve negatif getirilerin sebep olduğu volatilitedeki asimetriyi yakalamak için geliştirilmiştir (Tsay, 2002).

2.3. Koşullu Değişen Varyans Modellerinin Yapısı

r_t ; t zamanında bir serinin getirisi olsun. Volatilitenin temel varsayımına göre r_t 'ler otokorelasyonlu değil fakat bağımlıdır.

r_t 'ye ait öngörü F_{t-1} olarak adlandırılırsa r_t 'nin koşullu ortalamasını ve koşullu varyansını inceleyelim.

2.3.1. Koşullu Ortalama

$$\mu_t = E(r_t / F_{t-1}), \quad \sigma_t^2 = Var(r_t / F_{t-1}) = E[(r_t - \mu_t)^2 / F_{t-1}] \quad (2.2)$$

F_{t-1} , $t-1$ zamanında mevcut olan bilgiyi ifade eder. Getirilerin otokorelasyonu varsa da zayıftır. r_t için p ve q negatif olmayan tam sayılar ise ortalama aşağıdaki şekilde modellenir.

$$r_t = \mu_t + a_t, \quad \mu_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p \phi_i r_{t-i} - \sum_{i=1}^q \theta_i a_{t-i}, \quad (2.3)$$

a_t , t zamanındaki şok bir başka deyişle ortalaması modellenmiş getiri (Tsay, 2002).

2.3.2. Koşullu Varyans

Koşullu varyanslı modeller varyansın değişimini ele almaktadır. Varyansın zaman içinde gösterdiği davranış değişimleri bir volatilitenin modelini diğerinden ayırır (Tsay, 2002). (2.2) ve (2.3) nolu eşitlikler birleştirilerek aşağıdaki eşitlik elde edilir

$$\sigma_t^2 = Var(r_t / F_{t-1}) = Var(a_t / F_{t-1}) \quad (2.4)$$

2.4. ARCH Modeli

Volatilite modelleme için sistematik bir çerçeve sağlayan ilk model Engle(1982)'nin Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity - *ARCH*) modelidir. *ARCH* modellerinin temel fikri aşağıdaki biçimde açıklanabilir.

- Ortalaması modellenmiş varlık getirisi a_t ; otokorelasyonlu değil fakat bağımlıdır (Tsay, 2002).
- a_t 'nin bağımlılığı gecikme değerlerinin basit bir ikinci dereceden denklemi ile açıklanabilir. *ARCH* modeli gecikme sayısı (q)'nun aldığı değer ile adlandırılmaktadır. Örneğin *ARCH* (1), *ARCH* (2) gibi (Mazıbaş, 2004).

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2 \quad (2.5)$$

ε_t , ortalaması sıfır ve varyansı bir olan normal dağılımlı bir hata terimidir.

Koşullu varyans negatif olamaz, bundan dolayı $i > 0$ için $\alpha_0 > 0$ ve $\alpha_i \geq 0$ 'dır. Otoregresif sürecin istikrarı için $0 \leq \alpha_i < 1$ olmalıdır (Kutlar, 2000).

2.4.1. ARCH Modellerinin Özellikleri

ARCH modellerini anlamak için *ARCH* (1) modelini dikkatli şekilde incelemek gerekmektedir.

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 \quad \alpha_0 > 0 \text{ ve } \alpha_1 \geq 0$$

a_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfır olarak kalır çünkü;

$$E(a_t) = E[E(a_t / F_{t-1})] = E[\sigma_t E(\varepsilon_t)] = 0$$

a_t koşulsuz varyansı şu şekilde elde edilebilir.

$$Var(a_t) = E(a_t^2) = E[E(a_t^2 / F_{t-1})] = E(\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2) = \alpha_0 + \alpha_1 E(a_{t-1}^2)$$

a_t $E(a_t) = 0$ ile durağan bir süreç olduğu için

$$Var(a_t) = Var(a_{t-1}) = E(a_{t-1}^2)$$

$$Var(a_t) = \alpha_0 + \alpha_1 Var(a_t)$$

$$Var(a_t) = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1} \text{ 'dir.} \quad (2.6)$$

ε_t 'nin normal dağıldığı varsayımı altında a_t 'nin dördüncü momenti ile ifade edilen kurtosisini inceleyelim. Tahmin edilen volatilitenin değişkenliğini değerlendirmek için, volatilitite modelinin basıklığı (kurtosis) göz önüne alınmalıdır. Normal dağılımın kurtosis değeri 3'tür. Kurtosis 3'ten küçükse sivri, 3'ten büyük ise basık bir yapıya sahiptir (Saltoğlu, 2004). Bir başka deyişle kurtosis, dağılımdaki kalın kuyrukların derecesini ölçer.

$$E(a_t^4 / F_{t-1}) = 3[E(a_t^2 / F_{t-1})]^2 = 3(\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2)^2$$

Böylece,

$$E(a_t^4) = E[E(a_t^4 / F_{t-1})] = 3E(\alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2)^2 = 3E[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 a_{t-1}^2 + \alpha_1^2 a_{t-1}^4]$$

$$m_4 = E(a_t^4) \text{ olduğundan}$$

$$m_4 = 3[\alpha_0^2 + 2\alpha_0\alpha_1 Var(a_t) + \alpha_1^2 m_4]$$

$$=3\alpha_0^2\left(1+2\frac{\alpha_1}{1-\alpha_1}\right)+3\alpha_1^2m_4$$

Sonuç olarak,

$$m_4 = \frac{3\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \quad (2.7)$$

Buradan hareketle iki önemli çıkarım elde ederiz:

1. a_t 'nin dördüncü momenti pozitif olduğundan α_1 'in $1-3\alpha_1^2 > 0$ koşulunu sağlamalıdır. Bir başka deyişle $0 \leq \alpha_1^2 < \frac{1}{3}$ olmaktadır.
2. a_t 'nin koşulsuz kurtosisinde

$$\frac{E(a_t^4)}{[Var(a_t)]^2} = 3 \frac{\alpha_0^2(1+\alpha_1)}{(1-\alpha_1)(1-3\alpha_1^2)} \times \frac{(1-\alpha_1)^2}{\alpha_0^2} = 3 \frac{1-\alpha_1^2}{1-3\alpha_1^2} > 3 \quad (2.8)$$

olduğunu görüyoruz (Tsay, 2002).

2.4.2. ARCH Modelinin Zayıf Yönleri

ARCH Modelinin tartışılan bazı zayıf yönleri bulunmaktadır. Bunları dört maddede toplayabiliriz.

1. Model, pozitif ve negatif şokların volatilité üzerinde aynı etkiye sahip olduklarını kabul eder, çünkü önceki şokların karelerine bağlıdır. Pratikte, bir finansal varlığın pozitif ve negatif şoklara farklı cevaplar verdiği bilinmektedir. Diğer bir ifadeyle pozitif ve negatif şoklara simetrik cevaplar verir.
2. *ARCH* modeli parametrelerde kısıtlayıcıdır. Örneğin, *ARCH* modelindeki bir α_1^2 , eğer serinin sonlu bir dördüncü momenti olacaksa, $[0, \frac{1}{3}]$

aralığında olmak zorundadır. Daha yüksek dereceden *ARCH* modelleri için kısıtlama daha da karmaşıklaşmaktadır.

3. *ARCH* modeli, bir finansal zaman serisinin kaynağını anlamak için yeni bir anlayış sunmaz. Yalnızca koşullu varyansın davranışını açıklamak için mekanik bir yol sağlar. Böyle bir davranışı neyin ortaya çıkardığını göstermez.
4. *ARCH* modeli tahminde yeterli değildir (Tsay, 2002).

2.4.3. Bir *ARCH* Modelinin Kurulması

ARCH modeli oluşturmanın basit bir yolu üç adımdan oluşmaktadır.

1. Verilerdeki herhangi bir doğrusal bağımlılığı yok etmesi için bir ekonometrik model kurulur (örneğin *ARMA* modeli), ve *ARCH* etkisinin olup olmadığını görmek için modelin artık serileri kullanılır.
2. *ARCH* derecesi belirlenir ve öngörü yapılır
3. *ARCH* modeli dikkatle kontrol edilir ve gerekirse iyileştirilir (Tsay, 2002).

2.4.3.1. Ortalama Etkiyi Modellemek ve Denemek

Gözlenen zaman serisinde verilerdeki otokorelasyonu ortadan kaldırmak için bir *ARMA* modeli kurulur. Karesi alınmış seri a_t^2 , koşullu değişen varyansın kontrolü için kullanılır, burada $a_t = r_t - \mu_t$ *ARMA* modelinin kalıntısıdır. *ARCH* etkisinin varlığını test etmek için iki adet test istatistiği kullanılmaktadır. Birinci test artık karelerinin Ljung-Box istatistiğidir. İkincisi ise *ARCH* LM (*ARCH* Lagrange Multiplier) testidir. H_0 Hipotezi tüm α parametrelerinin sıfır olduğu dolayısıyla *ARCH* etkisinin bulunmadığını savunan hipotezdir.

$$a_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2 + e_t, \quad t = q+1, \dots, T,$$

Burada e_t hata terimini belirtir, q önceden belirlenmiş pozitif bir tamsayı ve T de örnek büyüklüğüdür. $\bar{\omega}$ 'nın a_t^2 örnek ortalaması olduğu durumda

$$SSR_0 = \sum_{t=q+1}^T (a_t^2 - \bar{\omega})^2$$

$$SSR_1 = \sum_{t=q+1}^T e_t^2$$

$$F = \frac{(SSR_0 - SSR_1) / q}{SSR_1 / (T - 2q - 1)}, \quad (2.9)$$

Hesaplanan F istatistiği, F_{T-2q-1}^q tablo değerinden büyükse modelde $ARCH$ etkisinin gözlemlendiği bulgusu elde edilir.

2.4.3.2. Derece Belirleme

a_t için $ARCH$ etkisinin varlığı tespit edildikten sonra $ARCH$ derecesini belirlemek için artık karelerinin PACF'si kullanılır. a_t^2 'nin PACF'si örnek büyüklüğü küçük olduğunda etkili olmayabilir (Tsay, 2002).

2.4.3.3. Tahmin

$ARCH$ modelinin parametrelerinin tahmininde olabirlik(likelihood) fonksiyonu kullanılır. Normal dağılım varsayımı altında, $ARCH(q)$ modelinin olabirlik fonksiyonu şu şekildedir:

$$\begin{aligned} & f(a_1, \dots, a_T / \alpha) \\ &= f(a_T / F_{T-1}) f(a_{T-1} / F_{T-2}) \dots f(a_{q+1} / F_q) f(a_1, \dots, a_q / \alpha) \\ &= \prod_{t=q+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left[-\frac{a_t^2}{2\sigma_t^2}\right] \times f(a_1, \dots, a_q / \alpha), \end{aligned}$$

Burada $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1, \dots, \alpha_q)'$ $f(a_1, \dots, a_q | \alpha)$, a_1, \dots, a_q 'nin birleşik yoğunluk olasılık fonksiyonudur. Örnek büyüklüğü yeterince geniş olduğunda, $f(a_1, \dots, a_q | \alpha)$ 'nin tam hali karmaşık olduğundan genellikle önceki olabilirlik fonksiyonuna indirgenir. Bu, aşağıdaki şartlı olabilirlik fonksiyonunun kullanılmasıyla sonuçlanır:

$$f(a_{q+1}, \dots, a_T / \alpha, a_1, \dots, a_q) = \prod_{t=q+1}^T \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} \exp\left[-\frac{a_t^2}{2\sigma_t^2}\right],$$

burada σ_t^2 her zaman yeniden değerlendirilebilir. Koşullu maksimum olabilirlik fonksiyonu (Maksimum Likelihood Estimate) normal şartlarda öngörü yaptığı için, önceki denklemlerle elde edilen öngörülere bakılır.

Koşullu olabilirlik fonksiyonunu maksimize etmekle, logaritmasını maksimize etmek aynı şeydir, fakat logaritmasını kullanmak daha kolaydır. Koşullu logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\ell(a_{q+1}, \dots, a_T / \alpha, a_1, \dots, a_q) = \sum_{t=q+1}^T -\frac{1}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \frac{a_t^2}{\sigma_t^2}$$

İlk terim $\ln(2\pi)$ hiçbir değişken içermediği için, logaritmik olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki hali alır:

$$\ell(a_{q+1}, \dots, a_T / \alpha, a_1, \dots, a_q) = - \sum_{t=q+1}^T \left[\frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2) + \frac{1}{2} \frac{a_t^2}{\sigma_t^2} \right],$$

burada $\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q a_{t-q}^2$ her zaman yeniden değerlendirilebilir.

Bazı uygulamalarda, ε 'nin, standartlaştırılmış *Student-t* dağılımı gibi büyük uzantılı bir dağılımı izlediğini kabul etmek daha uygun olacaktır. x_ν 'nin ν serbestlik dereceli bir *Student-t* dağılımı olduğunu varsayalım. O zaman, $\nu > 2$ için $\text{Var}(x_\nu) =$

$\nu/(\nu-2)$ olacaktır ve $\varepsilon_t = x_{\nu} / \sqrt{\nu/(\nu-2)}$ kullanılabilir. ε_t 'nin olasılık yoğunluk fonksiyonu aşağıdadır:

$$f(\varepsilon_t / \nu) = \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{(\nu-2)\pi}} \left(1 + \frac{\varepsilon_t^2}{\nu-2}\right)^{-(\nu+1)/2}, \quad \nu > 2, \quad (2.10)$$

burada $\Gamma(x)$ genel Gamma fonksiyonudur [yani, $\Gamma(x) = \int_0^{\infty} y^{x-1} e^{-y} dy$]. $a_t = \sigma_t \varepsilon_t$ kullanarak, a_t 'lerin koşullu olabirlik fonksiyonunu şu şekilde elde ederiz:

$$f(a_{q1}, \dots, a_T / \alpha, A_q) = \prod_{t=q+1}^T \frac{\Gamma((\nu+1)/2)}{\Gamma(\nu/2)\sqrt{(\nu-2)\pi}} \frac{1}{\sigma_t} \left[1 + \frac{a_t^2}{(\nu-2)\sigma_t^2}\right]^{-(\nu+1)/2}$$

burada $\nu > 2$ ve $A_q = (a_1, a_2, \dots, a_q)$ 'dir. Önceki olabirlik fonksiyonunu maksimize eden öngörüler, t -dağılımı altındaki koşullu maksimum olabirlik fonksiyonu olarak değerlendiriyoruz. T - dağılımının serbestlik derecesi diğer parametrelerle birleşik olarak yada öncelikli olarak belirlenebilir. Eğer önceden belirlenirse genellikle 3 ile 6 arası bir değer kullanılır (Tsay, 2002).

Eğer bir Student- t dağılımının serbestlik derecesi ν önceden belirlenirse, koşullu logaritmik olabirlik fonksiyonu:

$$\ell(a_{q+1}, \dots, a_T / \alpha, A_q) = - \sum_{t=q+1}^T \left[\frac{\nu+1}{2} \ln\left(1 + \frac{a_t^2}{(\nu-2)\sigma_t^2}\right) + \frac{1}{2} \ln(\sigma_t^2) \right] \quad (2.11)$$

şeklinde olur. Eğer ν diğer parametrelere bağlı olarak tahmin edilmek istenirse, serbestlik derecelerini içeren logaritmik olabirlik fonksiyonu aşağıdaki gibidir:

$$\begin{aligned}
& \ell(a_{q+1}, \dots, a_T / \alpha, \nu, A_q) \\
&= (T - q) [\ln(\Gamma((\nu + 1) / 2)) - \ln(\Gamma(\nu / 2)) - 0.5 \ln((\nu - 2)\pi)] \\
&\quad + \ell(a_{q+1}, \dots, a_T / \alpha, A_q),
\end{aligned}$$

buradaki ikinci terim denklem (2.8)'de verilmiştir (Tsay, 2002).

2.4.3.4. Model kontrolü

Bir *ARCH* modelinde, Student-*t* dağılımına uygun artıklar hesaplanır.

$$\tilde{a}_t = \frac{a_t}{\sigma_t}$$

Eğer varyans doğru modellenmişse artıklar beyaz gürültü özelliği taşır. \tilde{a}_t 'nin Ljung-box istatistikleri, ortalama denklemin ve \tilde{a}_t^2 'nin uygunluğunu kontrol etmek ve volatilité denkleminin geçerliliğini denemek için kullanılabilir. $\{\tilde{a}_t\}$ 'nin çarpıklık ve basıklıkları dağılım kabulünün geçerliliğini kontrol etmek için kullanılabilir (Tsay, 2002).

2.4.3.5. Öngörü

ARCH modeli öngörüsü tekrarlı olarak elde edilebilir. Bir *ARCH* (*q*) modelini ele alalım. Öngörü orjini *h*'de, σ_{h+1}^2 'in 1 adım ilerideki öngörüsü

$$\sigma_h^2(1) = \alpha_0 + \alpha_1 a_h^2 + \dots + \alpha_q a_{h+1-q}^2$$

'dir.

2 adım ilerideki öngörüsü

$$\sigma_h^2(2) = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma_h^2(1) + \alpha_2 a_h^2 + \dots + \alpha_q a_{h+2-q}^2$$

ve $\sigma_{h+\ell}^2$ için ℓ adım ilerideki öngörüsü şöyledir:

$$\sigma_h^2(\ell) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\ell} \alpha_i \sigma_h^2(\ell - i) \quad (2.12)$$

burada, $\ell - i \leq 0$ ise $\sigma_h^2(\ell - i) = \sigma_{h+\ell+i}^2$ 'dir.

2.5. GARCH MODELİ

ARCH modeli her ne kadar basit ise de , genellikle bir varlık getirisinin volatilité sürecini açıklamak için çok fazla parametreye ihtiyaç duyar. Bollerslev (1986), *ARCH* modelini genişleterek, hem daha fazla geçmiş bilgiye dayanan hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahip olan Genelleştirilmiş *ARCH* (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscidasticity, *GARCH*) modelini önermiştir. Söz konusu model *ARCH* modeline bir alternatif değil, *ARCH* modelinin eksikliklerini gidermeyi amaçladığından genelleştirilmiş *ARCH* olarak adlandırılmaktadır (Akyazı - Artan, 2004). Varlık getirisi r_t için, sürecin ortalamasının *ARMA* modeli tarafından yeterince açıklanabildiğini kabul ediyoruz. $a_t = r_t - \mu_t$ ortalaması modellenmiş getiri olsun. *GARCH* modeli aşağıdaki denklemlerle gösterilir (Mazıbaşı, 2004).

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2, \quad (2.13)$$

$\varepsilon_t \approx N(0,1)$ iken $\alpha_0 > 0$, $\alpha_i \geq 0$, $\beta_j \geq 0$, ve $\sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_j) < 1$ ise a_t *GARCH* modeline uyuyor demektir. Söz konusu denklem; ortalamanın (α_0), *ARCH* teriminin (a_{t-i}^2), ve *GARCH* teriminin (σ_{t-j}^2) bir fonksiyonudur. Dolayısıyla *GARCH*(p,q) gösteriminde q *ARCH* terimini ve p *GARCH* terimini ifade etmektedir (Akyazı – Artan, 2004).

2.5.1. GARCH Modellerinin Özellikleri

GARCH modellerinin özelliklerini anlamak için aşağıdaki denklemi kullanmak bilgilendirici olacaktır.

$$\eta_t = a_t^2 - \sigma_t^2$$

$$\sigma_t^2 = a_t^2 - \eta_t$$

Denklem (2.10)'te $\sigma_{t-i}^2 = a_{t-i}^2 - \eta_{t-i}$ $i = (0, \dots, p)$ ifadesini yerine koyarsak, *GARCH* modelini aşağıdaki şekilde yeniden yazabiliriz:

$$a_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i) a_{t-i}^2 + \eta_t - \sum_{j=1}^p \beta_j \eta_{t-j}. \quad (2.14)$$

$\{\eta_t\}$ 'nin bir durdurucu farkları serisi olduğunu kontrol etmek kolaydır [örneğin; $j \geq 1$ için $E(\eta_t) = 0$ ve $\text{cov}(\eta_t, \eta_{t-j}) = 0$]. Fakat $\{\eta_t\}$ genel olarak standart normal dağılmış bir dizi değildir. Denklem (2.14), karesi alınmış seri a_t^2 'nin bir *ARMA* şeklindedir. Bu sebeple, *GARCH* modeline, a_t^2 serisine *ARMA* fikrinin uygulanması gözüyle bakılabilir. *ARMA* modelinin koşulsuz ortalaması kullanılarak varyans elde edilir.

$$E(a_t^2) = \frac{\alpha_0}{1 - \sum_{i=1}^{\max(p,q)} (\alpha_i + \beta_i)}$$

Kesrin paydası pozitif olmalıdır (Tsay, 2002).

2.5.2. GARCH Modellerinin Güçlü Yönleri

GARCH modellerinin avantajlarını *GARCH* (1,1) modeli üzerinde inceleyebiliriz.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2, \quad 0 \leq \alpha_1, \beta_1 \leq 1, \quad (\alpha_1 + \beta_1) < 1. \quad (2.15)$$

Büyük a_{t-i}^2 veya σ_{t-i}^2 değerleri varyansın değerini de yükseltmektedir. Bu demektir ki, büyük a_{t-i}^2 'yi, başka bir büyük a_t^2 değeri izleme eğilimindedir, bu da yine, finansal zaman serilerinde, iyi bilinen volatilité kümeleşmesi davranışını doğurmaktadır.

Eğer $1 - 2\alpha_1^2 - (\alpha_1 + \beta_1) > 0$ ise,

$$\frac{E(a_t^4)}{[E(a_t^2)]^2} = \frac{3[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2]}{1 - (\alpha_1 + \beta_1)^2 - 2\alpha_1^2} > 3$$

olduğundan *GARCH*(1,1) kalın kuyruklar üretir diyebiliriz. Sonuç olarak *ARCH* modellerine benzer şekilde, *GARCH* (1,1) sürecinin kuyruk dağılımı, normal bir dağılımdan daha büyüktür. Model, volatilité denklemini açıklamak için basit bir parametrik fonksiyon sunmaktadır (Tsay, 2002).

2.5.3. GARCH Modelinin Zayıf Yönleri

Model, *ARCH* modeliyle aynı zayıflıkları taşır. Örneğin, pozitif ve negatif şoklara aynı cevabı verir. Buna ek olarak, yüksek frekanslı finansal zaman serileri üzerine son zamanlarda yapılan ampirik çalışmalar, *GARCH* modeli kuyruk davranışının, standartlaştırılmış Student-*t* dağılımlarında bile çok kısa kaldığını göstermektedir. Parametrelerde bir çok kısıtlama vardır (Tsay, 2002).

2.5.4. Öngörü

GARCH modeli öngörülerini için *GARCH* (1,1) modelini ele alalım ve öngörü noktasının *h* olduğunu kabul edelim. 1 adım ileri öngörü için:

$$\sigma_{h+1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 a_h^2 + \beta_1 \sigma_h^2$$

1 adım ilerideki öngörü

$$\sigma_h^2(1) = \alpha_0 + \alpha_1 a_h^2 + \beta_1 \sigma_h^2$$

olur. Bir çok adım ileri öngörüler için $a_t^2 = \sigma_t^2 \varepsilon_t^2$ kullanarak denklem (2.15)'teki volatilité denklemini ařağıdaki gibi yeniden yazabiliriz:

$$\sigma_{t+1}^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)\sigma_t^2 + \alpha_1\sigma_t^2(\varepsilon_t^2 - 1).$$

$t=h+1$ olduėunda, denklem řu hali alır:

$$\sigma_{h+2}^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)\sigma_{h+1}^2 + \alpha_1\sigma_{h+1}^2(\varepsilon_{h+1}^2 - 1).$$

Çünkü $E(\varepsilon_{h+1}^2 - 1|F_h) = 0$ 'dır ve öngörü noktası h 'deki 2 adım ileri öngörü ařağıdaki denklemi saėlamaktadır:

$$\sigma_h^2(2) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)\sigma_h^2(1).$$

Genel olarak elimizde;

$$\sigma_h^2(\ell) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)\sigma_h^2(\ell - 1), \quad \ell > 1. \quad (2.16)$$

vardır .

Denklem (2.16)'da deėerleri tekrar yerine koyarak ℓ -adım ileri öngörü ařağıdaki gibi yazılabilir:

$$\sigma_h^2(\ell) = \frac{\alpha_0[1 - (\alpha_1 + \beta_1)^{\ell-1}]}{1 - \alpha_1 - \beta_1} + (\alpha_1 + \beta_1)^{\ell-1}\sigma_h^2(1).$$

öyleyse, $\ell \rightarrow \infty$ iken $\alpha_1 + \beta_1 < 1$ olmak řartıyla:

$$\sigma_h^2(\ell) \rightarrow \frac{\alpha_0}{1 - \alpha_1 - \beta_1},$$

Sonuç olarak, $\text{Var}(a_t)$ mevcutsa sonsuza yükseleceği için *GARCH* (1,1) modelinin çok adım ileri volatilité öngörülerini, a_t 'nin koşulsuz varyansına yakınsar.

2.6. ARCH-M Modeli

Engle, Lilien ve Robins(1987) tarafından geliştirilen Ortalama *ARCH* (*ARCH* in Mean, *ARCH-M*) modelinde, serinin ortalaması kendisinin koşullu varyansına bağlıdır. Bu model genelde varlık piyasalarına uygulanır. Bir varlığın risksizliği getirilerin varyansı tarafından ölçülür. Risk primi getirilerin koşullu varyansının artan fonksiyonudur.

$$y_t = \mu_t + a_t$$

y_t = elde tutulan uzun dönem artı varlık getirisinin bir dönemlik hazine bonosuna oranı

$$\mu_t = \text{risk primi}$$

$$a_t = \text{uzun dönem varlıkların artı gelirleri üzerinde öngörülme}yen \text{ şok}$$

Uzun dönem varlıklarından beklenen artı getiri, risk primine eşittir. σ_t , a_t 'nin koşullu varyansı olmak üzere risk primi aşağıdaki gibi hesaplanır (Kutlar, 2000).

$$\mu_t = \beta + \delta \sigma_t \quad \delta > 0 \quad (2.17)$$

Burada σ_t , *ARCH*(q) sürecini ifade etmektedir (Enders, 2004).

$$\sigma_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2$$

2.7. IGARCH Modeli

Denklem (2.13)'deki *GARCH* modeli ifadesindeki AR polinomunun birim kökü mevcutsa, elimizde bir Birleşik *GARCH* (Integrated *GARCH*, *IGARCH*) modeli var demektir. *IGARCH* modelleri, birim köklü *GARCH* modelleridir. ARIMA

modellerine benzer şekilde , *IGARCH* modellerinin de anahtar özelliklerinden biri, karesi alınmış $\eta_{t-i} = a_{t-i}^2 - \sigma_{t-i}^2$ (a_t^2 üzerinde $i > 0$ için) şokların etkisinin kalıcı olmasıdır (Tsay, 2002).

Bir *IGARCH* (1,1) modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t^2 = \alpha_0 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + (1 - \beta_1) a_{t-1}^2,$$

$\varepsilon_t \approx N(0,1)$ dağılır ve $1 > \beta_1 > 0$ 'dır. Parametre tahminleri daha önce gösterilen *GARCH* (1,1)'inkilerle yakındır, fakat arada büyük bir fark vardır. a_t 'nin ve dolayısıyla r_t 'nin koşulsuz varyansları yukarıdaki *IGARCH* modelinde tanımlanmamıştır. Teorik bir bakış açısıyla, bu olayın sebebi volatilitedeki nadir değişmeler olabilir (Tsay, 2002).

$\alpha_1 + \beta_1 = 1$ olduğunda, denklem (2.11)'daki tekrar eden durumlar aşağıdaki ifadeyi verir:

$$\sigma_h^2(\ell) = \sigma_h^2(1) + (\ell - 1)\alpha_0, \quad \ell \geq 1,$$

h öngörü noktasıdır. Sonuç olarak, $\sigma_h^2(1)$ 'in gelecekteki volatilité üzerinde etkisi de aynı zamanda kalıcıdır, volatilité öngörülerini α_0 eğimli düz bir çizgi oluşturur. Nelson (1990), *IGARCH* modeli altında σ_t^2 volatilité sürecinin olasılık özelliklerini incelemiştir. Belirli koşullar altında, volatilité süreci, zayıf durağan değil kesin durağandır, çünkü ilk iki momenti yoktur.

$\alpha_0 = 0$ durumu *IGARCH* (1,1) modelinin incelenmesinde özellikle ilginç bir durumdur. Bu durumda tüm volatilité öngörülerini basitçe $\sigma_h^2(1)$ 'dir. Bu özel *IGARCH* (1,1) modeli, RizikoMetri'de volatilité modeli olarak kullanılan, risk altındaki değer (Value at Risk) hesaplamasına yarayan bir yaklaşımdır (Tsay, 2002).

2.8. GARCH-M Modeli

Finansta, bir menkul kıymetin getirisi, volatilitesine bağlı olabilir. Böyle bir olayı modellemek için, Ortalama *GARCH* (*GARCH* in Mean, *GARCH* - *M*) modeli kullanılabilir. Basit bir *GARCH*(1,1) – *M* modeli şöyle yazılabilir:

$$\begin{aligned} r_t &= \mu + c\sigma_t^2 + a_t, & a_t &= \sigma_t \varepsilon_t \\ \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \end{aligned} \quad (2.18)$$

μ ve c sabitlerdir. c parametresine, risk primi parametresi adı verilir. Pozitif c değeri, getirinin, önceki volatilitesine pozitif bağlı olduğunu gösterir. Denklem (2.18)'deki *GARCH* – *M* modelinin formülasyonu, getirilerde otokorelasyonun olduğunu belirtir. Bu otokorelasyonlar, volatilité sürecindekiler tarafından $\{\sigma_t^2\}$ ortaya konur. Bu sebeple risk priminin varlığı, bazı tarihi hisse senedi getirilerinin otokorelasyonlarının varlığına bir başka sebep oluşturur (Tsay, 2002).

2.9. Üstel GARCH Modeli

GARCH modellerinin en önemli kısıtlarından birisi pozitif ve negatif volatilité şoklarına simetrik tepki vermesidir (Brooks, 2002). Özellikle büyük fiyat düşüşleri, aynı miktarda fiyat yükselişlerinden daha yüksek volatilitéye neden olmaktadır. Bu özellik kaldıraç etkisi olarak adlandırılmaktadır. Kaldıraç etkisinin modellenmesinde modelin yetersiz kalmasına neden olan bu kısıtın giderilebilmesi için Nelson(1991) tarafından Üstel *GARCH* (Exponential *GARCH*, *EGARCH*) modeli önerilmiştir. Model (2.19) nolu eşitlikte verilmiştir. γ kaldıraç etkisini ifade etmektedir.

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad \log(\sigma_t^2) = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{a_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + \alpha \left[\frac{|a_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (2.19)$$

EGARCH modellerinin *GARCH* modellerinden üstün taraflarının ilki koşullu varyansın logaritmik düzeyde modellenmesi nedeniyle $\log(\sigma_t^2)$, parametreler negatif

olsa dahi σ_t^2 'in pozitif olmasıdır. Bu nedenle, *GARCH* modellerinde getirilen negatif olmama koşuluna bu modelde ihtiyaç kalmamaktadır. Diğer ise, volatilité ile getiri arasındaki ilişki negatif ise (2.19) nolu modeldeki γ katsayısının negatif olmasıyla asimetrik hareketlerin modellenmesine imkan vermesidir (Mazıbaş, 2004)

2.10. TARARCH Modeli

ARCH, *GARCH* ve *IGARCH* gibi simetrik modellerin aksine Glosten, Jagannathan, ve Runkle(1992) ve Rabemananjara, Zakoian(1993) tarafından önerilen (Threshold *ARCH*) *TARARCH* modeli asimetrik davranışı modellemiştir (Franses 1998). Finansal piyasalarda ve uygulamada pozitif ve negatif şokların farklı etkileri olduğu bilinmektedir. *TARARCH* Modeli varyans üretim sürecinde bu asimetriyi ortaya koymayı amaçlar.

$$\begin{aligned}
 r_t &= \mu_t + a_t & a_t &= \sigma_t \varepsilon_t \\
 \sigma_t^2 &= \alpha_0 + \alpha_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \alpha_2 D_t a_{t-1}^2 & D_t &= \begin{cases} 0 & a_{t-1} \geq 0 \\ 1 & a_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (2.20)
 \end{aligned}$$

Belirtilen kısıt uyarınca şok pozitif iken reaksiyon parametresi α_1 , şok negatif iken reaksiyon parametresi $\alpha_1 + \alpha_2$ 'dir (Tsay, 2002).

2.11. PARARCH Modeli

Üslü *ARCH* (Power *ARCH*, *PARARCH*) modeli, getirilerin mutlak değeri veya karesini almak yerine verilerin dönüşümünün verinin kaçınıcı kuvveti ile olduğunu analiz etmektedir (Telatar – Binay, 2002). Ding, Granger ve Engle(1993) tarafından önerilmiştir.

$$\begin{aligned}
 r_t &= \mu_t + a_t \\
 \ln \sigma_t^\delta &= \omega + \sum_{i=1}^q \beta_i \ln \sigma_{t-1}^\delta + \sum_{i=1}^p \alpha_i (|\varepsilon_{t-i}| - \gamma_i \varepsilon_{t-i})^\delta \quad (2.21)
 \end{aligned}$$

γ_i kaldıraç parametresi ve d kuvvet parametresidir. α_i serbest, $d=2$, $\beta=\gamma=0$ olarak alınırsa bu model Engle'in *ARCH* modeline indirgenir. α_i ve β_i 'nin herhangi bir değer almasına izin verilirse Bollerslev'in *GARCH* modeli elde edilir.

2.12. CHARMA Modeli

Koşullu varyans σ_t^2 'nin değişimini açıklamak için geliştirilen bir diğer model, koşullu değişen varyans *ARMA* (Conditional *ARMA*, *CHARMA*) modelidir. Bu model koşullu değişen varyans oluşturmak için rasgele katsayılar kullanır. *CHARMA* modeli *ARCH* modeliyle aynı değildir, fakat iki modelin de benzer ikinci derece koşullu özellikleri vardır. *CHARMA* modeli şöyle tanımlanmıştır:

$$r_t = \mu_t + a_t \quad a_t = \delta_{1t}a_{t-1} + \delta_{2t}a_{t-2} + \dots + \delta_{qt}a_{t-q} + \eta_t, \quad (2.22)$$

$\{\eta_t\}$, ortalaması 0 ve varyansı σ_η^2 olan, beyaz gürültü serisidir. $\{\delta_t\} = \{(\delta_{1t}, \dots, \delta_{qt})'\}$, ortalaması 0 ve negatif olmayan kovaryans matrisi Ω olan standart normal dağılımlı rasgele vektör dizisidir. $\{\delta_t\}$, $\{\eta_t\}$ 'den bağımsızdır. $q > 0$ için, model şöyle yazılabilir:

$$a_t = a_{t-1}'\delta_t + \eta_t,$$

burada $a_t = (a_{t-1}, \dots, a_{t-q})'$, a_t 'nin $t-1$ anında gerçekleşen gecikmeli değerler vektörüdür. Öyleyse denklem (2.22)'deki *CHARMA* modelinin a_t 'sinin koşullu varyansı,

$$\begin{aligned} \sigma_t^2 &= \sigma_\eta^2 + a_{t-1}'Cov(\delta_t)a_{t-1} \\ &= \sigma_\eta^2 + (a_{t-1}, \dots, a_{t-q})\Omega(a_{t-1}, \dots, a_{t-q})' \end{aligned} \quad (2.23)$$

olarak yazılabilir. Ω 'nın (i,j) 'inci öğesini ω_{ij} olarak gösterelim. Matris simetrik olduğu için $\omega_{ij} = \omega_{ji}$ olacaktır. $q=1$ ise denklem (2.23) bir *ARCH* (1) modeli olan

$\sigma_t^2 = \sigma_\eta^2 + \omega_{11}a_{t-1}^2$ şekline indirgenir. Eğer $q=2$ ise, denklem (2.23) aşağıdaki hale indirgenir:

$$\sigma_t^2 = \sigma_\eta^2 + \omega_{11}a_{t-1}^2 + 2\omega_{12}a_{t-1}a_{t-2} + \omega_{22}a_{t-2}^2,$$

bu *ARCH* (2) modelinden, çapraz çarpım terimi $a_{t-1}a_{t-2}$ nedeniyle farklılık gösterir. Genel olarak, eğer Ω diyagonal bir matris ise, *CHARMA* (q) modelinin koşullu varyansı *ARCH* (q) modelininkine denk olacaktır. Ω negatif olmayan bir kovaryans matrisi, σ_η^2 pozitif bir varyans olduğundan, tüm t 'ler için $\sigma_t^2 \geq \sigma_\eta^2 > 0$ yazılabilir. Başka bir deyişle *CHARMA* modelinde σ_t^2 'nin pozitif olma şartı otomatik olarak yerine gelmektedir (Tsay, 2002).

ARCH ve *CHARMA* modelleri arasındaki belirgin bir fark, *CHARMA* modelinin volatilité denklemindeki a_t 'lerin gecikmeli değerlerinin çapraz çarpımlarını kullanmasıdır. Çapraz çarpım terimleri bazı uygulamalarda faydalı olabilir. Örneğin, bir getiri serisinin modellenmesinde, çapraz çarpım terimleri önceki getiriler arasındaki etkileşimi belirtir. Hisse senedi volatilitésinin böyle etkileşimlere bağlı olabileceği mantıklıdır. Fakat q derecesinin artmasıyla çapraz çarpım terimleri hızla yükselir ve modelin basitliğini sürdürmek için bazı kısıtlar gerekir. Olası kısıtlardan biri, *CHARMA* modelinde az sayıda çapraz çarpım terimi kullanmaktır. İki model arasındaki diğer bir farksa, *CHARMA* modelinin yüksek derecedeki özelliklerinin bulunmasının daha zor olmasıdır, çünkü rasgele katsayılarla uğraşmak, sabit katsayılarla uğraşmaktan daha zordur (Tsay, 2002).

2.13. Rasgele Katsayılı Otoregresif Modelleri (RCA)

Rasgele Katsayılı Otoregresif (Random Coefficient Autoregressif, *RCA*) modelleri, üzerinde çalışılan farklı konular arasındaki değişkenliği hesaplamak için önerilmiştir, ekonometrideki pano veri analizi ve istatistikteki hiyerarşik model gibi. *RCA* modeli koşullu değişen varyans modeli olarak sınıflandırılır, fakat parametrelerin zamanla

değişimine olanak tanıdığından, koşullu ortalama denkleminin daha iyi bir açıklamasını elde etmek için kullanılmıştır. Bir zaman serisi r_t , aşağıdaki denklemi sağlıyorsa, $RCA(p)$ modeline uymaktadır:

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^p (\phi_i + \delta_{it})r_{t-i} + a_t, \quad (2.24)$$

p bir pozitif tamsayıdır, $\{\delta_t\} = \{\delta_{1t}, \dots, \delta_{pt}\}'$ ortalaması 0 olan bağımsız rasgele vektörlerin ve Ω_δ kovaryans matrisinin dizisidir, ve $\{\delta_t\}$, $\{a_t\}$ 'den bağımsızdır. Denklem (2.24)'teki RCA modelinin koşullu ortalaması ve varyansı aşağıdadır:

$$\mu_t = E(a_t / F_{t-1}) = \sum_{i=1}^p \phi_i a_{t-i}, \quad \sigma_t^2 = \sigma_a^2 + (r_{t-1}, \dots, r_{t-p}) \Omega_\delta (r_{t-1}, \dots, r_{t-p})'$$

şekil olarak $CHARMA$ modelinin aynısıdır. Fakat RCA ve $CHARMA$ modelleri arasında ince bir fark vardır. RCA modelinde, volatilité, gözlenen gecikmeli değerler r_{t-i} 'lerin bir kuadratik fonksiyonudur. $CHARMA$ modelinde ise, volatilité bulunan a_{t-i} gecikmeli değerlerinin bir kuadratik fonksiyonudur (Tsay, 2002).

2.14. Stokastik Volatilité Modeli

Bir finansal zaman serisinin volatilité değişimini açıklamak için değişik bir diğer yöntem Stokastik Volatilité (Stochastic Volatility, SV) modelidir. $EGARCH$ modeline benzer şekilde, koşullu varyansın pozitifliğini kesinleştirmek için, SV modellerinde σ_t^2 yerine $\ln(\sigma_t^2)$ kullanılır. SV modeli aşağıdaki gibi tanımlanır:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad (1 - \alpha_1 B - \dots - \alpha_q B^q) \ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \nu_t, \quad (2.25)$$

ε_t 'ler standart normal $N(0,1)$, ν_t 'ler standart normal $N(0, \sigma_\nu^2)$, $\{\varepsilon_t\}$ ve $\{\nu_t\}$ bağımsız, α_0 bir sabittir. ν_t 'nin modele katılması, σ_t^2 'nin değişimini açıklamada modelin esnekliğini epeyce artırır, fakat aynı zamanda parametrelerin tahmininde

zorlaşır. Jacquier, Polson ve Rossi (1994) $q=1$ olduğunda SV modelinin bazı özelliklerini göstermişlerdir. Örneğin $q=1$ olduğunda

$$\ln(\sigma_t^2) \approx N\left(\frac{\alpha_0}{1-\alpha_1}, \frac{\sigma_v^2}{1-\alpha_1^2}\right) \equiv N(\mu_h, \sigma_h^2),$$

$$E(a_t^2) = \exp[\mu_h + 1/(2\sigma_h^2)],$$

$$E(a_t^4) = 3 \exp[2\mu_h^2 + 2\sigma_h^2] \text{ ve}$$

$$\text{corr}(a_t^2, a_{t-i}^2) = [\exp(\sigma_h^2 \alpha_1^i) - 1] / [3 \exp(\sigma_h^2) - 1]$$

SV modellerinin model uygulamasında gelişmeler sağlanmış, fakat volatilité öngörülerine katkılarının karışık sonuçlar çıkardığını göstermiştir (Tsay, 2002).

2.15. Uzun Bellekli Stokastik Volatilité Modeli

Bir zaman serisinde, eğer, gecikme arttıkça, otokorelasyon fonksiyonu üstel yerine hiperbolik hızla düşüyorsa, zaman serisi uzun bellekli bir süreçtir.

Karesi alınmış ya da mutlak değerli getiri serilerinin otokorelasyon fonksiyonunun, getiri serisinde hiçbir otokorelasyon olmasa bile, yavaş düşüş göstermesi, volatilité incelemelerinde uzun bellekli modellerin geliştirilmesini teşvik etmektedir.

Uzun bellekli stokastik volatilité (Long-Memory Stochastic Volatility, $LMSV$) modeli için basit bir örnek verelim:

$$a_t = \sigma_t \varepsilon_t, \quad \sigma_t = \sigma \exp(u_t / 2), \quad (1 - B)^d u_t = \eta_t, \quad (2.26)$$

$\sigma > 0$, ε_t 'ler $N(0,1)$, η_t 'ler standart normal dağılımlı $N(0, \sigma_\eta^2)$ ve ε_t 'den bağımsız ve $0 < d < 0.5$ 'tir.

Uzun belleğin avantajı $(1-B)^d$ den kaynaklanmaktadır. Bu ifade, gecikme arttıkça u_t 'nin ACF'sinin üstel değil, bunun yerine hiperbolik bir hızla düştüğünü belirtmektedir. (2.25) modeli için:

$$\begin{aligned}\ln(a_t^2) &= \ln(\sigma^2) + u_t + \ln(\varepsilon_t^2) \\ &= [\ln(\sigma^2) + E(\ln \varepsilon_t^2)] + u_t + [\ln(\varepsilon_t^2) - E(\ln \varepsilon_t^2)] \\ &\equiv \mu + u_t + e_t\end{aligned}$$

yazılabilir. Dolayısıyla, $\ln(\sigma_t^2)$ serisi Gauss tipi uzun bellek sinyali artı Gauss tipi olmayan beyaz gürültüden ibarettir. Uzun bellekli stokastik volatilité modelinin tahmin edilmesi karmaşıktır, fakat kesirli fark parametresi d , maksimum olabilirlik yöntemi ile ya da gerileme yöntemiyle tahmin edilebilir(Tsay, 2002).

2.16. Alternatif Bir Yaklaşım

French, Schwert ve Stambaugh (1987), düşük frekanslı getirilerin volatilitésini hesaplamak için, yüksek frekanslı verileri kullanarak tahminde bulunan alternatif bir yaklaşımı ele aldılar.

Günlük getirilerini bulabildiğimiz bir varlığın aylık volatilitésiyile ilgilendiğimizi farz edelim. r_t^m , t ayında varlığın aylık getirisi olsun. t ayında, n işlem günü sayısını ve varlığın günlük getirileri de $\{r_{t,i}\}_{i=1}^n$ olsun. Getirilerin özelliklerinden:

$$r_t^m = \sum_{i=1}^n r_{t,i}$$

yazılabilir. Koşullu varyans ve kovaryansın var olduğunu kabul ederek:

$$Var(r_t^m / F_{t-1}) = \sum_{i=1}^n Var(r_{t,i} / F_{t-1}) + 2 \sum_{i < j} Cov[(r_{t,i}, r_{t,j}) / F_{t-1}]$$

burada F_{t-1} , $t-1$ ayında (dahil) elde edilebilir bilgiyi gösterir. Önceki denklem ek kabullerle basitleştirilebilir. Örneğin, eğer $\{r_{t,i}\}$ 'nin bir beyaz gürültü serisi olduğunu kabul edersek,

$$Var(r_t^m / F_{t-1}) = nVar(r_{t,1}),$$

burada $Var(r_{t,1})$, günlük dönüşler $\{r_{t,i}\}_{i=1}^n$ 'den aşağıdaki denklemle tahmin edilebilir,

$$\hat{\sigma}^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (r_{t,i} - \bar{r}_t)^2}{n-1}$$

burada \bar{r}_t , t ayındaki günlük getirilerin örnek ortalamasıdır ($\bar{r}_t = \sum_{i=1}^n r_{t,i} / n$). O zaman tahmin edilen aylık volatilité :

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{n}{n-1} \sum_{i=1}^n (r_{t,i} - \bar{r}_t)^2 \quad (2.27)$$

$\{r_{t,i}\}$ eğer MA(1) modeline uyuyorsa,

$$Var(r_t^m / F_{t-1}) = nVar(r_{t,1}) + 2(n-1)Cov(r_{t,1}, r_{t,2})$$

dır, ve aşağıdaki denklem tarafından tahmin edilebilir,

$$\hat{\sigma}_m^2 = \frac{n}{n-1} \sum_{i=1}^n (r_{t,i} - \bar{r}_t)^2 + 2 \sum_{i=1}^{n-1} (r_{t,i} - \bar{r}_t)(r_{t,i+1} - \bar{r}_t) \quad (2.28)$$

Volatilité tahmininde, ele aldığımız yaklaşım basittir, fakat uygulamada çeşitli zorluklar çıkar. Öncelikle, günlük dönüşlerin $\{r_{t,i}\}$ modeli bilinmemektedir. Buda değişim ve kovaryansların tahmin edilmesini daha karmaşık bir hale sokar. İkincisi,

bir ayda yaklaşık 21 işlem günü vardır, bu da örnek boyunun küçük olması demektir. Değişim ve kovaryans öngörülerindeki kesinlik tartışılabilir. Kesinlik $\{r_{t,i}\}$ 'lerin dinamik yapısı ve dağılımına bağlıdır. Eğer günlük getirilerde fazla basıklık (kurtosis) ya da otokorelasyonlar mevcutsa, denklem (2.27) ve (2.28)'deki örnek tahminleri, $\hat{\sigma}_m^2$ 'ler tutarlı bile olmayabilir.

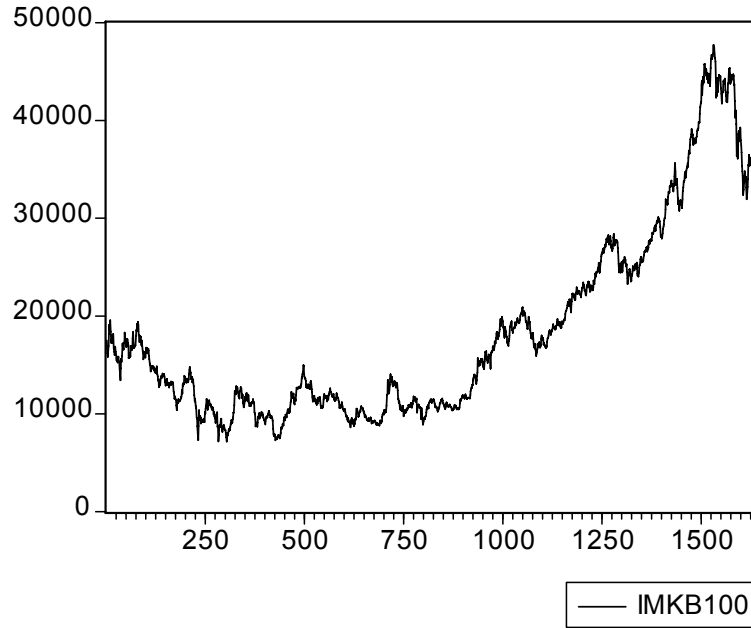
ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASI ENDEKSLERİ İÇİN KURULAN KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Bu bölümde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nın web sitesinde günlük bültenler linkinde yayınlanan verilerden 04/01/ 2000 - 04/08/2006 tarihleri arasındaki her işlem gününün kapanış değerleri veri seti olarak kullanılmıştır. İMKB100, Mali ve Hizmetler endeksleri borsada yer alan bir çok şirketin işlemlerini bünyesinde barındırdığından analize dahil edilmiştir. Veriler EViews 4 programına girilmiş ve tüm analizler bu programda gerçekleştirilmiştir.

3.1. İMKB100 Endeksi

İMKB100 endeksine ait 04/01/ 2000 - 04/08/2006 tarihleri arasında borsanın işlem gördüğü hafta sonları ve tatil günleri haricinde kalan 1644 güne ait değerler veri seti olarak alınmış ve İMKB100 olarak adlandırılmıştır. Bu gözlem değerlerinden elde edilen grafik Şekil 3.1'de verilmiştir.



Şekil 3.1. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük İMKB100 Serisi

Şekil 3.1’de görüldüğü üzere seri durağan bir seyir izlememektedir. Seride gözlenen iniş ve çıkışlar varyansın durağan olmadığına işaret etmektedir. Serinin durağanlığını kesin olarak sorgulamak için serinin ACF ve PACF’sini incelememiz gerekmektedir. Bu değerlerden oluşturulan Çizelge 3.1, serinin durağan olmadığı görüşümüzü desteklemektedir

Çizelge 3.1. İMKB100 Serisinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q Ist	p	
■	■	1	0.998	0.998	1640.5	0.000
■	■	2	0.996	0.003	3275.5	0.000
■	■	3	0.994	-0.025	4904.7	0.000
■	■	4	0.992	0.003	6528.2	0.000
■	■	5	0.990	-0.007	8145.8	0.000
■	■	6	0.988	0.009	9757.8	0.000
■	■	7	0.986	0.013	11364.0	0.000
■	■	8	0.984	0.025	12966.0	0.000
■	■	9	0.982	0.023	14562.0	0.000
■	■	10	0.980	0.011	16154.0	0.000
■	■	11	0.979	-0.042	17741.0	0.000
■	■	12	0.977	0.002	19322.0	0.000
■	■	13	0.975	0.048	20900.0	0.000
■	■	14	0.973	-0.003	22472.0	0.000
■	■	15	0.972	0.008	24040.0	0.000
■	■	16	0.970	-0.059	25603.0	0.000
■	■	17	0.968	-0.057	27160.0	0.000
■	■	18	0.965	-0.028	28711.0	0.000

Serimizin ne ortalama ne de varyans açısından durağan olmadığını; serinin zaman boyunca hareketini gösteren grafik ve ACF ile PACF’sini gösteren korelogram yardımıyla tespit ettik. İstatistiksel ifade ile otokorelasyon katsayılarının $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyinde 2σ sınırının bir hayli üzerinde seyretmesi nedeniyle serinin durağan olmadığı belirlenmiştir.

Her iki yönlü durağanlık koşulları sağlanamadığı için öncelikle seri değerlerinin logaritmasını alarak değişen varyans ardından seri değerlerinin farkını alarak değişen ortalama durağan hale getirilecektir.

Seri durağanlaştırılmadan önce İMKB100 serisinin tanımlama testleri yapılacaktır. Jarque-Bera normallik testi ile serinin normal dağılıp dağılmadığını test edeceğiz. Seriden hesaplanan Jarque-Bera test istatistiği değeri $S=422,83$ olarak bulunmuştur. Ki-Kare tablo değeri ise 2 serbestlik derecesi ve $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi için

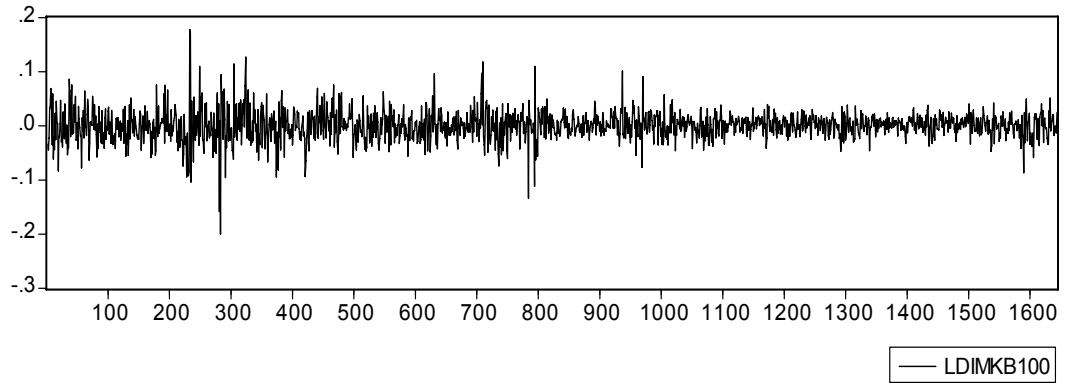
5,991'dir. Buna göre hesapladığımız istatistik değer tablo değerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilecektir. Bu sonucun ışığında İMKB100 serisinin normal dağılmadığı ortaya çıkmakta fakat bu sonuç analizi sonlandıracak ölçüde önemli bulunmamaktadır.

Durağanlık ve normallik varsayımlarından sonra sıra doğrusal bağımlılığın test edilmesine gelmiştir. Bu aşamada doğrusal bağımlılığın araştırılması için Ljung-Box Q istatistiği kullanılacaktır. Seriden hesaplanan Q istatistiği değeri 28.711'dir. Ki-kare tablo değeri ise $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için 28,869'dur. Doğrusal bağımlılığın olmadığını savunan sıfır hipotezi reddedildiğinden serinin doğrusal bağımlı olduğu sonucuna ulaşırız.

İMKB100 serisinin tanımlama testleri tamamlanmıştır. Serinin davranışını en iyi şekilde modelleyebilmek için bir sonraki aşamada durağanlığın sağlandığı Çizelge 3.2'de görülen LDİMKB100 serisi ile çalışılacaktır. Bunun için LDİMKB100 serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelenecektir.

Çizelge 3.2. LDİMKB100 Serisinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q Ist	p	
		1	-0.003	-0.003	0.0105	0.918
		2	0.021	0.021	0.7213	0.697
		3	-0.033	-0.033	2.5476	0.467
		4	0.001	0.000	2.5482	0.636
		5	-0.015	-0.013	2.8985	0.716
		6	-0.059	-0.060	8.6807	0.192
		7	0.008	0.008	8.7889	0.268
		8	0.030	0.031	10.229	0.249
		9	0.037	0.033	12.543	0.184
		10	0.067	0.067	19.888	0.030
		11	-0.051	-0.052	24.126	0.012
		12	-0.004	-0.009	24.156	0.019
		13	0.009	0.018	24.303	0.028
		14	-0.004	-0.003	24.334	0.042
		15	0.049	0.055	28.395	0.019
		16	0.034	0.042	30.366	0.016
		17	0.007	-0.005	30.452	0.023
		18	-0.038	-0.042	32.879	0.017



Şekil 3.2. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük LDİMKB100 Serisi

Seriye ilişkin gözlem değerlerinin logaritmasını alarak değişen varyanstan, farkını alarak da değişen ortalamadan kurtarılan seride gözlemlerin artan veya azalan bir eğilim göstermedikleri gözlenmektedir. Bir başka deyişle seri durağanlaştırılmıştır. İstatistiksel olarak serinin durağan bir seri olup olmadığını görmenin en doğru yolu birim kök testinin uygulanmasıdır. İMKB100 ve LDİMKB100 serilerine uygulanan birim kök testinin sonuçları Çizelge 3.3’de gösterilmiştir. İMKB100 serisinde birim kökün varlığı saptanmış, LDİMKB100 serisinde birim kökün olmadığı gözlenmiştir.

Çizelge 3.3 İMKB100 ve LDİMKB100 Serilerinin Birim Kök Test Sonuçları

Seri	%1	%5	%10	t istatistiği
İMKB100	-3.9636	-3.4125	-3.1282	-2.1091
LDİMKB100	-3.9636	-3.4125	-3.1282	-40.6364

Durağanlığı birim kök testiyle kanıtlanan LDİMKB100 serisinin modelleme aşamasına geçildiğinde varyansın modellenmesinden önce ortalamanın modellenmesi için ARIMA modelleme yöntemi kullanılacaktır. İstatistiksel olarak sıfırdan farklı olan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonlarının 10.gecikmeleri için MA(10) ve AR(10) modelleri ilk incelemede uygun model olabilme özelliklerine sahip gibi görünselerde artık otokorelasyonları bağımsız dağılmazlar. Bu sistemle incelenen alternatif modellerden değişkeni açıklamakta yeterli olan iki tanesine aşağıda yer verilmiştir.

Otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları sıfırdan diğer gecikmelere göre biraz daha farklı olan 11. gecikme için kurulan model Çizelge 3.4’de gösterilmiştir.

Çizelge 3.4 LDİMKB100 Serisinin ARIMA(11,1,11) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDİMKB100 Metod : En küçük kareler Gözlem sayısı : 1637				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	0.000573	0.000542	1.057108	0.2906
AR(11)	0.748719	0.071240	10.50984	0.0000
MA(11)	-0.806688	0.063915	-12.62133	0.0000
R^2	0.011601	Bağımlı değişkenin ort		0.000426
Düzeltilmiş R^2	0.010388	Bağımlı değ. st. hatası		0.027712
Regresyonun st. hatası	0.027567	Akaike bilgi kriteri		-4.342534
Artık kareler toplamı	1.237972	Schwarz kriteri		-4.332612
Log en çok olabilirlik	3546.507	F- istatistiği		9.559943
Durbin-Watson ist	2.009419	Olasılık (F- istatistiği)		0.000075

ARIMA(11,1,11) modelinin t istatistikleri %95 güven aralığında anlamlıdır. Modelin ürettiği artıkların otokorelasyonları aşağıdaki çizelgedeki gibidir.

Çizelge 3.5 LDİMKB100 Serisinin ARIMA(11,1,11) Modelinin Artıklara İlişkin

ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	-0.005	-0.005	0.0408	
		2	0.016	0.016	0.4572	
		3	-0.029	-0.029	1.8293	0.176
		4	0.008	0.007	1.9323	0.381
		5	-0.008	-0.007	2.0246	0.567
		6	-0.058	-0.059	7.4773	0.113
		7	0.010	0.010	7.6314	0.178
		8	0.024	0.025	8.5531	0.200
		9	0.035	0.032	10.573	0.158
		10	0.060	0.061	16.491	0.036
		11	-0.002	-0.002	16.496	0.057
		12	-0.001	-0.005	16.497	0.086
		13	0.010	0.015	16.66...	0.118
		14	-0.003	-0.001	16.685	0.162
		15	0.050	0.055	20.890	0.075
		16	0.030	0.038	22.420	0.070
		17	0.003	-0.002	22.436	0.097
		18	-0.033	-0.036	24.288	0.083

Artık otokoreasyonları sıfıra çok yakın olduklarından model yeterlidir ifadesi kullanılabilir. Ancak modelin AR ve MA ters kökleri (Inverted Root) 1 değerine çok yakın olduğundan son olarak (4,1,4) modeli denenecektir.

Çizelge 3.6 LDİMKB100 Serisinin ARIMA(4,1,4) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDİMKB100 Metod : En küçük kareler Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	0.000458	0.000686	0.668256	0.5041
AR(4)	-0.823695	0.069598	-11.83510	0.0000
MA(4)	0.827763	0.070124	11.80431	0.0000
R^2	0.011171	Bağımlı değişkenin ort		0.000484
Düzeltilmiş R^2	0.009962	Bağımlı deę. st. hatası		0.027845
Regresyonun st. hatası	0.027705	Akaike bilgi kriteri		-4.332546
Artık kareler toplamı	1.255781	Schwarz kriteri		-4.322658
Log en çok olabilirlik	3553.521	F- istatistięi		9.241173
Durbin-Watson ist	2.022161	Olasılık (F- istatistięi)		0.000102

ARIMA(4,1,4) modelinin sabiti dışındaki parametrelerin olasılık değerleri ve t istatistikleri %95 güven aralığında anlamlı bulunmuştur. Modelin uygunluğunu sınamak için modelin ürettiği artıkların beyaz gürültü özelliği taşıyıp taşımadığı kontrol edilecektir. Artıklar bu özelliği taşıyorsa modelin doğruluğu ispatlanmış olacaktır.

Çizelge 3.7 ARIMA(4,1,4) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF'leri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p
		1 -0.011	-0.011	0.2127	
		2 0.020	0.020	0.8717	
		3 -0.027	-0.027	2.0758	0.150
		4 0.009	0.008	2.2169	0.330
		5 -0.007	-0.006	2.3071	0.511
		6 -0.058	-0.059	7.8135	0.099
		7 0.003	0.002	7.8281	0.166
		8 0.026	0.028	8.9655	0.176
		9 0.031	0.028	10.512	0.161
		10 0.069	0.070	18.260	0.019
		11 -0.045	-0.045	21.668	0.010
		12 0.001	-0.005	21.671	0.017
		13 0.013	0.019	21.952	0.025
		14 -0.005	-0.005	21.999	0.038
		15 0.042	0.047	24.907	0.024
		16 0.029	0.038	26.322	0.024
		17 0.004	-0.006	26.347	0.035
		18 -0.034	-0.038	28.288	0.029

Artık otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %5 anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesinde tablo değeri ile karşılaştırıldığında sıfır hipotezi reddedilemez. Artık otokorelasyonları sıfıra yaklaşık çıktığından beyaz gürültü özelliği taşıdıkları bulgusuna ulaşılmaktadır. Modelleme aşamasını başarıyla geçen ARIMA(4,1,4) ve ARIMA(11,1,11) modellerinden en uygunu ile çalışabilmek için çalışmanın birinci bölümü sekizinci kısmında yer alan öngörü istatistikleri kullanılarak hesaplanan değerler Çizelge 3.8’de belirtilmiştir.

Çizelge 3.8. LDİMKB100 Serisinin Öngörü İstatistikleri

Model	RMS Hata	Ort. Mutlak Hata	Ort. Mutlak Yüzde Hata	Theil Eşitsizlik Katsayısı	Bias	Varyans Oranı	Kovaryans Oranı
ARIMA(4,1,4)	0,027680	0,019737	106,6813	0,903942	0,000000	0,822131	0,177869
ARIMA(11,1,11)	0,027542	0,019604	133,7399	0,882291	0,000006	0,773847	0,226146

Öngörü değerlerinin elde edildiği modellerde kök ortalama kare hata (RMS) yaklaşık %3 ve ortalama mutlak hata %2 civarında seyretmektedir. Theil eşitsizlik katsayılarını incelediğimizde ARIMA(11,1,11) modelinin katsayısının daha düşük olduğu görülmektedir. Ancak model seçimi; Akaike bilgi ve Schwarz kriterleri ile ortalama mutlak yüzde hatası düşük olan ARIMA(4,1,4) modelinden yana olmuştur.

Çizelge 3.9. LDİMKB100 Serisinin ARIMA(4,1,4) Artık Karelerine İlişkin ACF ve PACF ‘leri

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.307	0.307	155.15	
		2	0.310	0.238	312.90	
		3	0.171	0.030	361.12	0.000
		4	0.086	-0.040	373.17	0.000
		5	0.132	0.084	402.04	0.000
		6	0.100	0.045	418.37	0.000
		7	0.061	-0.023	424.52	0.000
		8	0.090	0.040	437.96	0.000
		9	0.025	-0.022	439.00	0.000
		10	0.108	0.083	458.30	0.000
		11	0.081	0.030	469.21	0.000
		12	0.054	-0.019	474.10	0.000
		13	0.040	-0.019	476.71	0.000
		14	0.058	0.047	482.34	0.000
		15	0.060	0.029	488.29	0.000
		16	0.076	0.020	497.82	0.000
		17	0.013	-0.047	498.11	0.000
		18	0.045	0.019	501.44	0.000

ARIMA(4,1,4) modelinin artık karelerinin kısmi otokorelasyonlarına ilişkin ilk iki gecikme istatistiksel olarak anlamlıdır. Burada PACF bize test edeceğimiz modellerin derecesinin 1 veya 2 olacağını ifade etmektedir. Q istatistiği için hesaplanan 501,44 değeri anlamlı bulunduğundan doğrusal bağımlılığın bulunduğu belirlenmiştir. Bundan sonraki aşamada koşullu değişen varyans modellerinin etkilerinin varlığını test etmek için ARCH LM testi uygulayacağız.

Çizelge 3.10. LDİMKB100 Serisinin ARCH LM Test sonuçları

ARCH Test:				
F istatistiği	170.7208	Olasılık	0.000000	
Gözlenen R^2	154.7780	Olasılık	0.000000	
Bağımlı Değişken: a_t^2				
Metod : En küçük kareler				
Gözlem sayısı : 1638				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	0.000531	5.32E-05	9.978227	0.0000
a_{t-1}^2	0.307388	0.023526	13.06602	0.0000
R^2	0.094492	Bağımlı değişkenin ort	0.000767	
Düzeltilmiş R^2	0.093939	Bağımlı deę. st. hatası	0.002129	
Regresyonun st. hatası	0.002026	Akaike bilgi kriteri	-9.563822	
Artık kareler toplamı	0.006718	Schwarz kriteri	-9.557227	
Log en çok olabilirlik	7834.770	F- istatistiği	170.7208	
Durbin-Watson ist	2.146268	Olasılık (F- istatistiği)	0.000000	

Bir günlük gecikmeyle hesaplanan ARCH LM testi sonuçlarından elde edilen F istatistiği, $F_{1,1641,0.05}$ serbestlik derecesindeki tablo değeri olan 3,84'den büyük olduğu için ARCH etkisinin bulunmadığını savunan sıfır hipotezi red edilir. ARCH testi sonucunda elde edilen sabit ve α_1 katsayıları istatistiksel olarak anlamlıdır. Varolduğu ARCH LM testi ile belirlenen ARCH etkisini modellemede çalışmanın 2. bölümünde değinildiği gibi çeşitli alternatif modeller kullanılabilir. Burada yer verilen modeller, denenmiş bir çok alternatif model arasından parametrelerinin anlamlı olmasına dikkat edilerek seçilmiş modellerdir. Bunlardan biri Çizelge 3.11'de verilen GARCH(1,1) modelidir.

Çizelge 3.11. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDİMKB100 Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1638				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.001137	0.000543	2.092592	0.0364
AR(4)	-0.858698	0.062475	-13.74458	0.0000
MA(4)	0.858480	0.063982	13.41757	0.0000
Varyans Denklemi				
C	8.36E-06	2.37E-06	3.531051	0.0004
ARCH(1)	0.091233	0.008959	10.18379	0.0000
GARCH(1)	0.901027	0.008805	102.3296	0.0000
R^2	0.010306	Bağımlı değişkenin ort		0.000484
Düzeltilmiş R^2	0.007275	Bağımlı deę. st. hatası		0.027845
Regresyonun st. hatası	0.027743	Akaike bilgi kriteri		-4.584247
Artık kareler toplamı	1.256880	Schwarz kriteri		-4.564473
Log en çok olabilirlik	3762.791	F- istatistięi		3.400899
Durbin-Watson ist	2.021815	Olasılık (F- istatistięi)		0.004630

GARCH(1,1) modeli için hesaplanan sabit değeri, α_1 ve β_1 parametreleri anlamlıdır. Hatırlanacağı gibi $\alpha_1 \geq 0$, $\beta_1 \leq 1$ ve $(\alpha_1 + \beta_1) < 1$ şeklinde olması gereken kısıtlar, GARCH(1,1) modelini gösteren Çizelge 3.11'de sağlanmıştır. Elde edilen model aşağıdaki gibidir.

$$r_t = 0,001137 - 0,858698 LDİMKB100_{t-4} + 0,858480 a_{t-4} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,000000836 + 0,091233 a_{t-1}^2 + 0,901027 \sigma_{t-1}^2$$

Modelin yeterliliğine standardize artıklarının otokorelasyonları incelenerek karar verilecektir.

Çizelge 3.12. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklarına İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.044	0.044	3.1474	
		2	0.019	0.017	3.7464	
		3	0.013	0.011	4.0062	0.045
		4	-0.002	-0.003	4.0125	0.134
		5	0.021	0.020	4.7043	0.195
		6	-0.046	-0.048	8.2144	0.084
		7	0.001	0.005	8.2175	0.145
		8	0.008	0.009	8.3154	0.216
		9	0.020	0.021	8.9857	0.254
		10	0.055	0.053	14.065	0.080
		11	-0.026	-0.030	15.203	0.086
		12	0.009	0.006	15.327	0.121
		13	-0.002	-0.003	15.335	0.168
		14	0.024	0.025	16.265	0.179
		15	0.025	0.022	17.280	0.187
		16	0.029	0.033	18.713	0.176
		17	0.010	0.002	18.880	0.219
		18	-0.023	-0.026	19.769	0.231

$\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için 19,769 olarak hesaplanan Q istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan sıfır hipotezi kabul edilir. Artık otokorelasyonları birbirinden bağımsızdır ve rasgele bir dağılım göstermektedir. Bu sonucu desteklemek için standardize artıkların karelerine ilişkin otokorelasyonları incelemek gerekmektedir.

Çizelge 3.13. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.028	0.028	1.2457	
		2	0.043	0.043	4.3403	
		3	0.003	0.001	4.3594	0.037
		4	-0.015	-0.017	4.7071	0.095
		5	0.026	0.026	5.7788	0.123
		6	-0.025	-0.025	6.8398	0.145
		7	-0.012	-0.013	7.0871	0.214
		8	-0.040	-0.038	9.7253	0.137
		9	-0.023	-0.019	10.590	0.158
		10	0.053	0.056	15.248	0.054
		11	0.005	0.005	15.295	0.083
		12	-0.008	-0.015	15.414	0.118
		13	-0.011	-0.011	15.621	0.156
		14	0.018	0.021	16.171	0.184
		15	-0.030	-0.035	17.691	0.170
		16	-0.016	-0.016	18.098	0.202
		17	-0.033	-0.030	19.910	0.175
		18	-0.023	-0.016	20.814	0.186

Artık karelerinin otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %95 güven sınırı ve 18 serbestlik derecesi için Ki-Kare tablosu değeri 28,8693'den küçük olduğundan doğrusal bağımlılığın olmadığı veya rasgele dağıldığı hipotezi kabul edilir. Ulaşılan bulgu varyansın doğru modellendiği şeklindedir. Alternatif modellerin kurulmasına GARCH(2,2) modeliyle aşağıda devam edilmiştir.

Kısmi otokorelasyonu anlamlı bulunan ikinci gecikme için alternatif bir model olan GARCH(2,2) modeli Çizelge 3.14'deki gibidir.

Çizelge 3.14. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDİMKB100 Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.001133	0.000544	2.083039	0.0372
AR(4)	-0.855090	0.065037	-13.14770	0.0000
MA(4)	0.855127	0.066537	12.85190	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.48E-05	5.16E-06	2.873136	0.0041
ARCH(1)	0.098248	0.016867	5.824880	0.0000
GARCH(2)	0.738031	0.419142	1.760812	0.0783
R^2	0.010361	Bağımlı değişkenin ort		0.000484
Düzeltilmiş R^2	0.006114	Bağımlı deę. st. hatası		0.027845
Regresyonun st. hatası	0.027759	Akaike bilgi kriteri		-4.582001

Artık kareler toplamı	1.256810	Schwarz kriteri	-4.555634
Log en çok olabilirlik	3762.950	F- istatistiği	2.439467
Durbin-Watson ist	2.021805	Olasılık (F- istatistiği)	0.017309

Çizelge 3.14'den elde edilen GARCH(2,2) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmiştir.

$$r_t = 0,001133 - 0,855090 \text{LDİMKB100}_{t-4} + 0,855090 a_{t-4} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,00000148 + 0,098248 a_{t-1}^2 + 0,728031 \sigma_{t-2}^2$$

Modelin yeterliliğine standardize artık karelerinin otokorelasyonları incelenerek karar verilecektir.

Çizelge 3.15. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artıklarına İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.043	0.043	3.0728	
		2	0.019	0.018	3.6879	
		3	0.013	0.011	3.9491	0.047
		4	-0.002	-0.003	3.9550	0.138
		5	0.021	0.021	4.6660	0.198
		6	-0.047	-0.049	8.2717	0.082
		7	0.001	0.005	8.2750	0.142
		8	0.008	0.009	8.3762	0.212
		9	0.020	0.021	9.0352	0.250
		10	0.056	0.053	14.165	0.078
		11	-0.026	-0.029	15.260	0.084
		12	0.009	0.006	15.386	0.119
		13	-0.002	-0.003	15.394	0.165
		14	0.024	0.025	16.335	0.176
		15	0.025	0.022	17.351	0.184
		16	0.030	0.033	18.795	0.173
		17	0.010	0.002	18.953	0.216
		18	-0.023	-0.025	19.794	0.230

19,794 olarak hesaplanan $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik dereceli Q istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan sıfır hipotezi kabul edilir. Standardize artıklar bağımsız dağılır. Bu sonucu desteklemek üzere standardize artıkların karelerine ilişkin ACF ve PACF değerleri aşağıda incelenmek üzere verilmiştir.

Çizelge 3.16. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.023	0.023	0.8811	
		2	0.049	0.048	4.7932	
		3	0.002	0.000	4.7995	0.028
		4	-0.013	-0.016	5.0809	0.079
		5	0.025	0.026	6.1146	0.106
		6	-0.024	-0.024	7.0424	0.134
		7	-0.013	-0.014	7.3214	0.198
		8	-0.039	-0.037	9.8379	0.132
		9	-0.024	-0.020	10.750	0.150
		10	0.056	0.059	15.851	0.045
		11	0.003	0.003	15.866	0.070
		12	-0.007	-0.014	15.954	0.101
		13	-0.012	-0.011	16.188	0.134
		14	0.018	0.020	16.718	0.161
		15	-0.030	-0.035	18.242	0.149
		16	-0.016	-0.016	18.640	0.179
		17	-0.033	-0.029	20.455	0.155
		18	-0.024	-0.016	21.377	0.164

Standardize artıkların karelerine ilişkin 18 serbestlik dereceli Q istatistiği değeri sıfır hipotezini reddetmeye yetecek kadar yüksek çıkmadığından sıfır hipotezi kabul edilir. Standardize artıkların karelerinin bağımsız olduğu bulgusuna ulaşılır. Böylece GARCH(2,2) modelinin yeterli bir alternatif model olduğu sonucuna ulaşılır.

GARCH(2,2) modelinin ardından koşullu değişen varyansın modellenmesinde asimetrik bir etkinin olup olmadığını araştırmada TARARCH model kullanılacaktır.

Çizelge 3.17. LDİMKB100 Serisinin TARARCH(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDİMKB100				
Metod : ML ARCH				
Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.000822	0.000548	1.498421	0.1340
AR(4)	-0.845628	0.071873	-11.76561	0.0000
MA(4)	0.845945	0.073433	11.51995	0.0000
Varyans Denklemi				
C	9.35E-06	2.37E-06	3.941945	0.0001
ARCH(1)	0.063276	0.008697	7.275315	0.0000
(a<0)*ARCH(1)	0.052642	0.014570	3.612944	0.0003
GARCH(1)	0.900226	0.008672	103.8036	0.0000

R^2	0.010870	Bağımlı değişkenin ort	0.000484
Düzeltilmiş R^2	0.007234	Bağımlı değ. st. hatası	0.027845
Regresyonun st. hatası	0.027744	Akaike bilgi kriteri	-4.588585
Artık kareler toplamı	1.256164	Schwarz kriteri	-4.565515
Log en çok olabilirlik	3767.346	F- istatistiği	2.989134
Durbin-Watson ist	2.022636	Olasılık (F- istatistiği)	0.006595

Model negatif şoka karşı $\alpha_1 + \alpha_2$ katsayılarından oluşan reaksiyon parametresi üretmiştir. Çizelge 3.17’den elde ettiğimiz model aşağıdaki gibidir.

$$r_t = 0,000822 - 0,845628 LDİMKB100_{t-4} + 0,845945 a_{t-4} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,000000935 + 0,063276 a_{t-1}^2 + 0,900226 \sigma_{t-1}^2 + 0,052642 a_{t-1}^2$$

TARCH modeli simetrik bir model olan GARCH modelinin açıklayamadığı negatif şok etkisini $0,063276 + 0,052642 = 0,115918$ ’lik değişimle açıklar. Yukarıdaki model a_{t-1}^2 parantezine alınarak bu değişim gösterilir.

$$\sigma_t^2 = 0,000000935 + 0,115918 a_{t-1}^2 + 0,900226 \sigma_{t-1}^2$$

Model piyasalardaki olumlu gelişmelere ise $0,063276$ ’lık bir değişimle karşılık vermektedir. Olumsuz gelişmeler yaşandığı durumlara model $0,115918$ ’lik reaksiyon parametresiyle tepki verdiği için olumsuz gelişmeler olumlu gelişmelerden yaklaşık 2 kat fazla reaksiyon göstermektedir.

Bu modelin yeterliliğine LDİMKB100 serisinin standardize artıklarına ilişkin korelogram incelenerek karar verilecektir.

Çizelge 3.18. LDİMKB100 Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklarına İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.044	0.044	3.1529	
		2	0.020	0.018	3.8317	
		3	0.010	0.008	4.0005	0.045
		4	0.000	-0.002	4.0007	0.135
		5	0.016	0.016	4.4465	0.217
		6	-0.045	-0.047	7.8177	0.098
		7	0.004	0.008	7.8505	0.165
		8	0.008	0.009	7.9668	0.241
		9	0.023	0.023	8.8768	0.262
		10	0.053	0.050	13.512	0.095
		11	-0.024	-0.028	14.436	0.108
		12	0.010	0.007	14.593	0.148
		13	0.000	-0.001	14.593	0.202
		14	0.025	0.026	15.645	0.208
		15	0.025	0.023	16.700	0.213
		16	0.028	0.031	18.029	0.205
		17	0.010	0.003	18.211	0.252
		18	-0.019	-0.021	18.780	0.280

$\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için 18,780 olarak hesaplanan Q istatistiği tablo değerinden küçük olduğundan anlamlı bulunmamıştır. Standardize artıklar arasında doğrusal bağımlılık yoktur. Elde edilen sonucu desteklemek için standardize artıkların karelerine ilişkin otokorelasyonları incelemek yerinde olacaktır.

Çizelge 3.19. LDİMKB100 Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otoorelasyon	Kismi Otoorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.017	0.017	0.4774	
		2	0.045	0.045	3.8245	
		3	0.005	0.004	3.8664	0.049
		4	-0.016	-0.018	4.2813	0.118
		5	0.023	0.023	5.1464	0.161
		6	-0.025	-0.025	6.2164	0.184
		7	-0.011	-0.013	6.4296	0.267
		8	-0.040	-0.038	9.0795	0.169
		9	-0.022	-0.019	9.8916	0.195
		10	0.045	0.048	13.179	0.106
		11	-0.001	0.000	13.181	0.155
		12	-0.003	-0.008	13.195	0.213
		13	-0.009	-0.008	13.315	0.273
		14	0.022	0.024	14.135	0.292
		15	-0.028	-0.032	15.427	0.281
		16	-0.017	-0.019	15.929	0.318
		17	-0.027	-0.025	17.173	0.309
		18	-0.017	-0.011	17.674	0.343

Standardize artık karelerinin otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %95 güven sınırı ve 18 serbestlik derecesi için Ki-Kare tablosu değeri 28,8693'den küçük olduğundan doğrusal bağımlılığın olmadığı ve rasgele bir dağılımın olduğu sonucuna ulaşılır. Artıklar beyaz gürültü özelliği gösterdiğinden varyansın doğru modellendiği sonucuna ulaşırız.

Varyansın iyi ve kötü haberlere verdiği asimetrik cevapları modellemek için pozitif varyans tahmini sağlayan EGARCH(1,1) modeli Çizelge 3.20'de gösterilmiştir.

Çizelge 3.20. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDİMKB100 Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.000745	0.000516	1.442105	0.1493
AR(4)	-0.883241	0.046670	-18.92533	0.0000
MA(4)	0.881473	0.047900	18.40221	0.0000
Varyans Denklemi				
C	-0.343877	0.046050	-7.467408	0.0000
$ a_{t-1} /[GARCH](1)$	0.211071	0.016457	12.82526	0.0000
$a_{t-1}/[GARCH](1)$	-0.041642	0.009663	-4.309224	0.0000
EGARCH(1)	0.975507	0.005452	178.9237	0.0000
R^2	0.010296	Bağımlı değişkenin ort		0.000484
Düzeltilmiş R^2	0.006657	Bağımlı deę. st. hatası		0.027845
Regresyonun st. hatası	0.027752	Akaike bilgi kriteri		-4.580919
Artık kareler toplamı	1.256893	Schwarz kriteri		-4.557848
Log en çok olabilirlik	3761.063	F- istatistięi		2.829550
Durbin-Watson ist	2.022690	Olasılık (F- istatistięi)		0.009619

Volatilite ile getiri arasındaki negatif ilişkiyi gösteren γ katsayısı asimetrik hareketin modele katılmasını sağlamıştır. γ ; -0.041'lik değeriyle sıfırdan farklı olduğundan asimetrik etkinin varlığı kanıtlanmıştır. Katsayılarında negatif değer olmama koşulu olan GARCH modelleriyle açıklanamayan bu etki Çizelge 3.20'de verilen EGARCH(1,1) modeliyle açıklanabilmektedir. Elde edilen model aşağıdaki gibi ifade edilir.

$$r_t = 0,000745 - 0,883241 \text{LDİMKB100}_{t-4} + 0,881473 a_{t-4} + a_t$$

$$\ln \sigma_t^2 = -0,343877 + 0,975507 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0,211071 \left| \frac{a_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0,041642 \frac{a_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

$a_{t-1} = -1$ iken $\alpha - \gamma = 0,252713$ 'lük bir değişim, $a_{t-1} = 1$ iken $\alpha + \gamma = 0,169429$ 'lük bir değişim göstermektedir. Sonuç olarak olumsuz haberler piyasaları daha yüksek bir oranda etkilemektedir.

Ancak EGARCH(1,1) modelinin yeterliliğine model tarafından üretilen artık otokorelasyonlarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları incelenerek karar verilecektir. Hesaplanan ACF ve PACF'ler Çizelge 3.21'de verilmiştir.

Çizelge 3.21. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.038	0.038	2.3909	
		2	0.024	0.023	3.3644	
		3	0.012	0.010	3.6001	0.058
		4	0.005	0.004	3.6433	0.162
		5	0.019	0.018	4.2103	0.240
		6	-0.044	-0.045	7.3339	0.119
		7	0.007	0.009	7.4089	0.192
		8	0.008	0.009	7.5088	0.276
		9	0.021	0.020	8.2087	0.315
		10	0.058	0.057	13.853	0.086
		11	-0.025	-0.029	14.894	0.094
		12	0.012	0.009	15.131	0.127
		13	-0.003	-0.004	15.145	0.176
		14	0.022	0.022	15.935	0.194
		15	0.026	0.024	17.047	0.197
		16	0.025	0.028	18.097	0.202
		17	0.006	-0.001	18.159	0.254
		18	-0.020	-0.022	18.809	0.279

$\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için 18,809 olarak hesaplanan Q

istatistiği anlamlı bulunmamıştır. Artıklar arasında doğrusal bağımlılık yoktur. Bu sonucu kesinleştirmek için incelenecek olan standardize artıkların karelerine ilişkin otokorelasyonlar aşağıdaki 3.22 nolu Çizelge’de sunulmuştur.

Çizelge 3.22. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.028	0.028	1.2962	
		2	0.059	0.059	7.1065	
		3	0.005	0.001	7.1410	0.008
		4	-0.017	-0.021	7.6052	0.022
		5	0.020	0.021	8.2820	0.041
		6	-0.026	-0.025	9.3682	0.053
		7	-0.011	-0.012	9.5836	0.088
		8	-0.038	-0.035	11.923	0.064
		9	-0.021	-0.017	12.655	0.081
		10	0.093	0.098	26.987	0.001
		11	0.010	0.008	27.157	0.001
		12	-0.001	-0.015	27.159	0.002
		13	-0.009	-0.010	27.295	0.004
		14	0.028	0.033	28.637	0.004
		15	-0.023	-0.030	29.535	0.005
		16	-0.017	-0.018	29.999	0.008
		17	-0.030	-0.025	31.477	0.008
		18	-0.014	-0.001	31.786	0.011

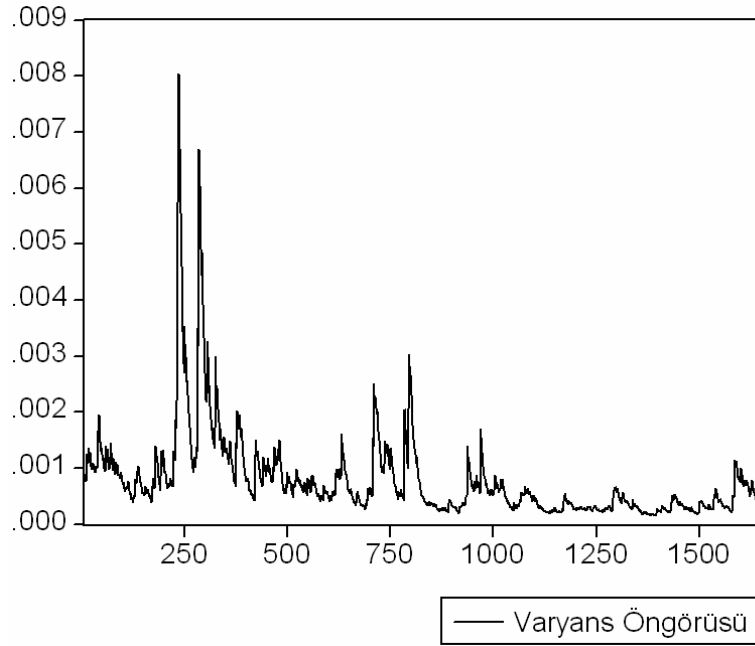
Artık karelerinin otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %95 güven sınırı ve 18 serbestlik derecesi için Ki-Kare tablosu değeri 28,8693’den büyük olduğundan doğrusal bağımlılık bulunmaktadır. Artıkların rasgele dağılmadığını gösteren bu sonuç modelin uygunluğunu reddedecek ölçüde önemli değildir. EGARCH(1,1) modeli İMKB100 değişkenini açıklamak için uygun bir model olarak kullanılabilir. Elde ettiğimiz dört modelin anlamlı olan katsayıları ve Ljung-Box Q istatistikleri Çizelge 3.23’de listelenmiştir. Sonuç olarak tüm modeller birbirine alternatif olarak kullanılabilir.

Çizelge 3.23. LDİMKB100 Serisinin Kurulan Modellere Ait Parametreleri

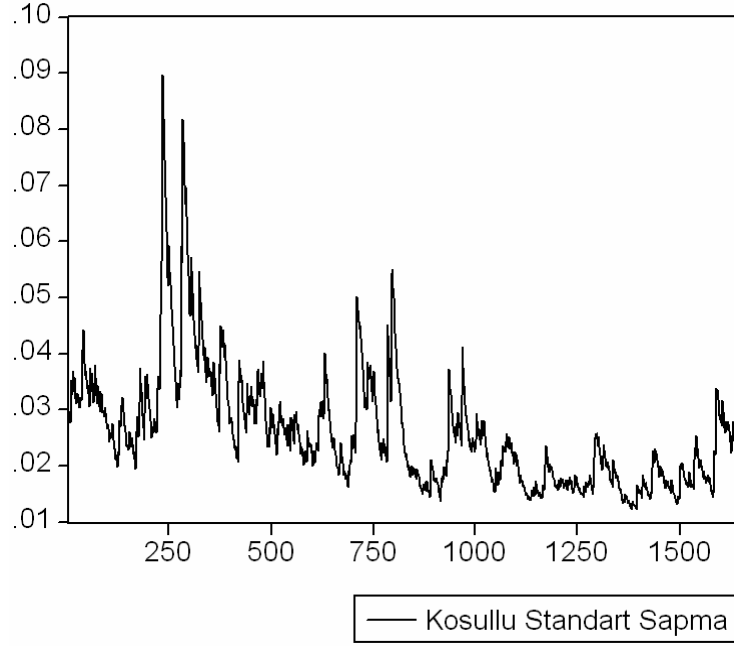
MODEL	α_0	α_1	α_2	$\alpha_1 + \alpha_2$	β_1	β_2	γ_1	L-B Q ist	P(F ist)
GARCH(1,1)	8.36E-06	0.0912			0.9010			19,769	0,0046
GARCH(2,2)	1.48E-05	0.0982	0.0654		0.0846	0.7380		19,794	0,0173
TARCH(1,1)	9.35E-06			0,1159	0,9002			18,780	0,0065

EGARCH(1,1)	-0,3438	0,211		0,975	-	0,0416	18,809	0,009
)		0		5			6	

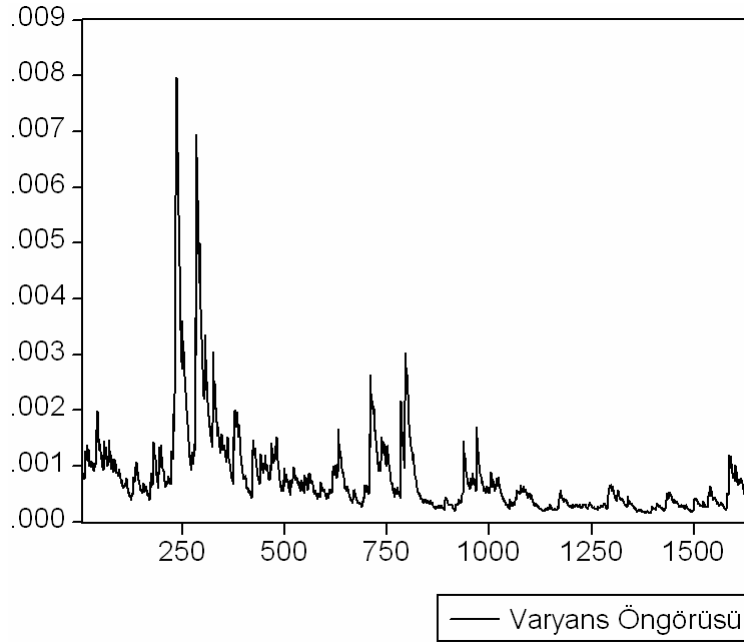
Kullanılan koşullu değişen varyans modellerinin volatilitelerini değerlendirmek amacıyla her modelin varyans öngörü ve koşullu standart sapma grafikleri aşağıda verilmiştir.



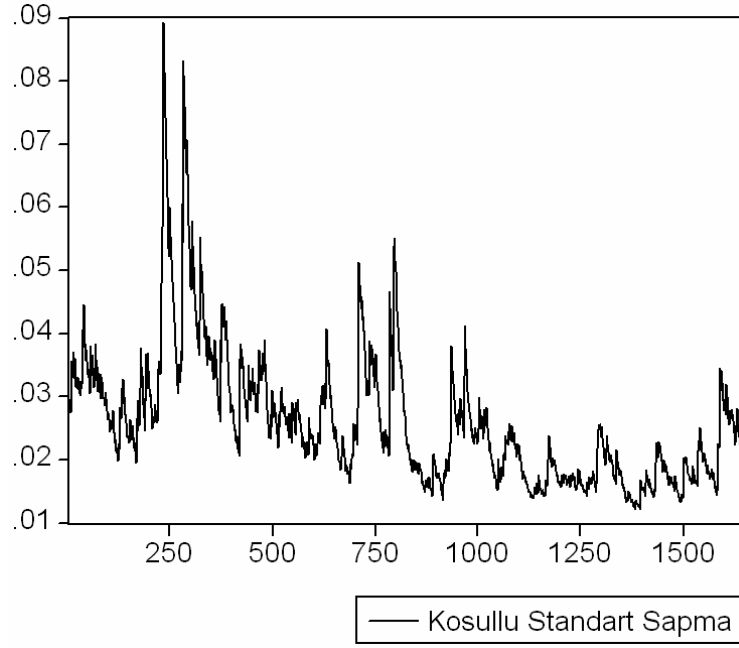
Şekil 3.4. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



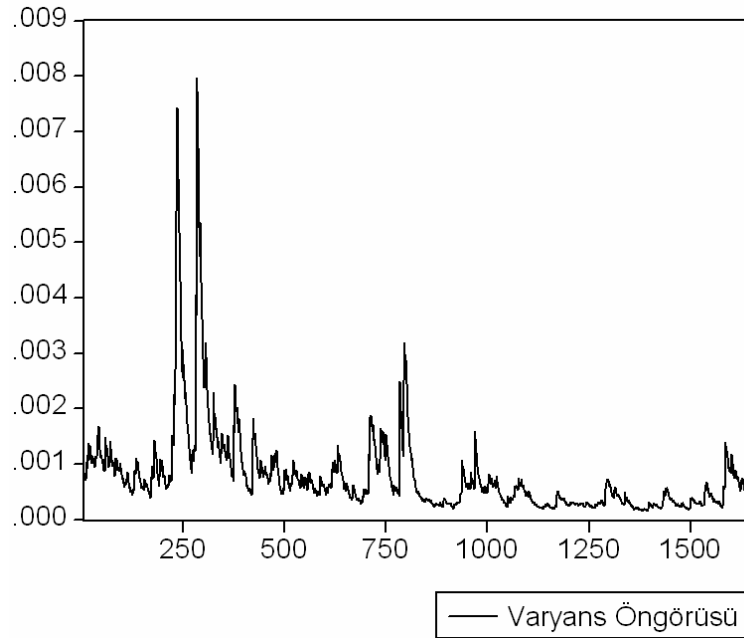
Şekil 3.5. LDİMKB100 Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması



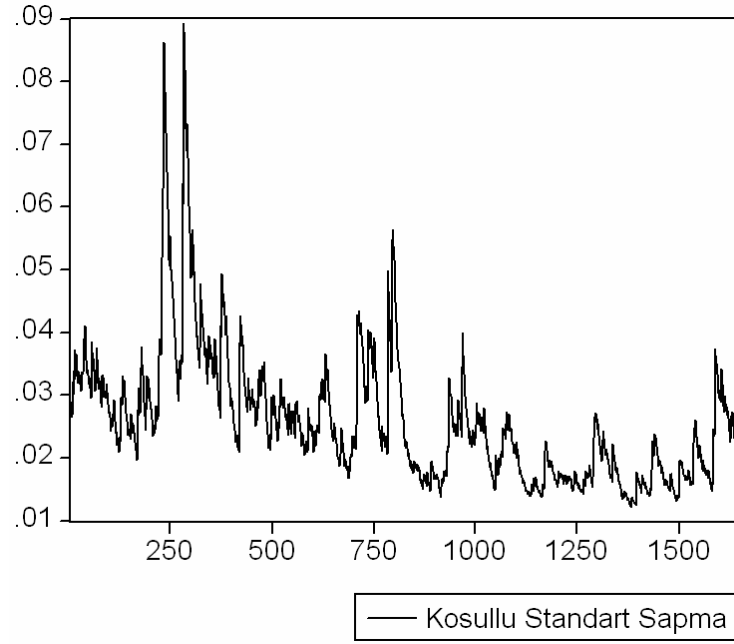
Şekil 3.6. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Varyans Öngörüsü



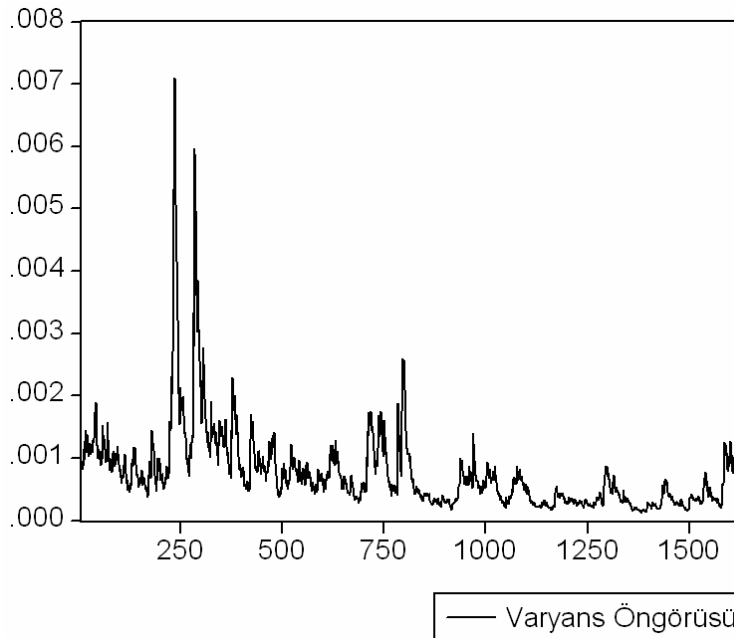
Şekil 3.7. LDİMKB100 Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Koşullu Standart Sapması



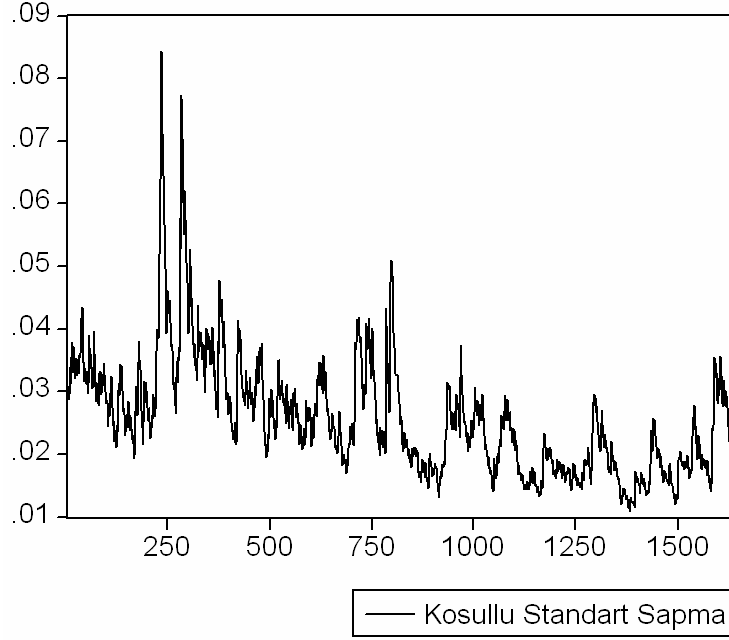
Şekil 3.8. LDİMKB100 Serisinin TAR(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



Şekil 3.9. LDİMKB100 Serisinin TAR_{CH}(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması



Şekil 3.10. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



Şekil 3.11. LDİMKB100 Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması

Yukarıdaki şekillerde izlendiği gibi kurulan modellerin varyans öngörülleri ve koşullu standart sapmaları birbirine oldukça yakındır. Uygulanmış olan GARCH modellerinde volatilité kümeleri yoğun olarak gözlenmektedir. Özellikle 21 Şubat 2001 krizine denk gelen gözlemlerde negatif şoka tüm modeller ani bir varyans değişimiyle tepki vermişlerdir. Özellikle TARARCH modelde iyi ve kötü haberler karşısında daha yüksek volatilité izlenmektedir.

Modellerin öngörülleri çalışmanın ikinci bölümündeki 2.16 nolu eşitlikten yararlanarak gelecek günlerde riskin ne boyutta olacağını görmek amacıyla hesaplanarak Çizelge 3.24’de verilmiştir.

Çizelge 3.24. LDİMKB100 Serisinin Kurulan Modellere Ait 10 Günlük Öngörülleri

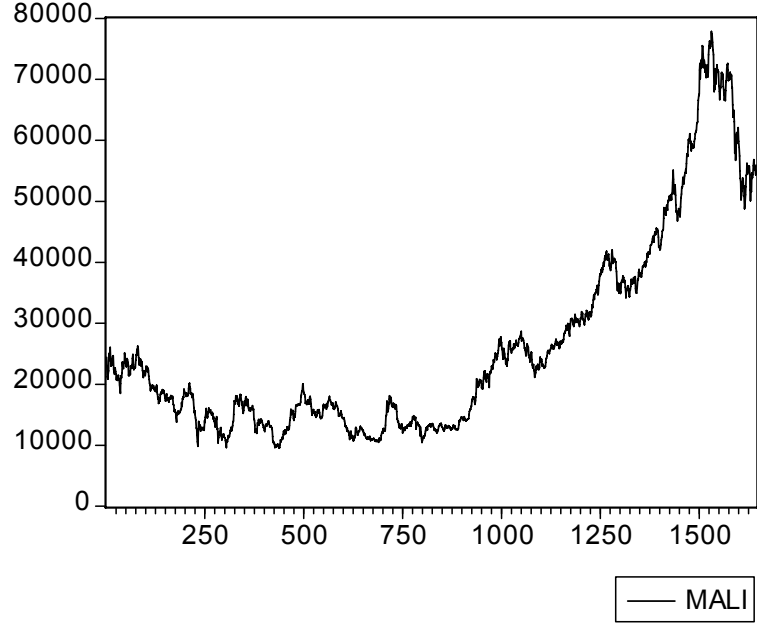
ÖNGÖRÜ	GARCH(1,1)	GARCH(2,2)	TARCH(1,1)	EGARCH(1,1)
$\sigma_{1645}^2(1)$	0,00042610	0,00043647	0,00042901	0,000413249
	1	5	7	

σ_{1646}^2 (2)	0,00043116 3	0,00044096 6	0,00044529 3	0,000405641
σ_{1647}^2 (3)	0,00043618 6	0,00044535 2	0,00046183 1	0,000398173
σ_{1648}^2 (4)	0,00044117	0,00044963 4	0,00047863 7	0,000390843
σ_{1649}^2 (5)	0,00044611 5	0,00045381 5	0,00049571 4	0,000383647
σ_{1650}^2 (6)	0,00045102 2	0,00045789 7	0,00051306 7	0,000376584
σ_{1651}^2 (7)	0,00045589 1	0,00046188 3	0,0005307	0,000369652
σ_{1652}^2 (8)	0,00046072 3	0,00046577 5	0,00054861 8	0,000362846
σ_{1653}^2 (9)	0,00046551 7	0,00046957 7	0,00056682 5	0,000356166
σ_{1654}^2 (10)	0,00047027 3	0,00047328 5	0,00058532 5	0,000349609

Çizelge 3.24'den izlendiği gibi tüm modellerde risk yaklaşık %0,04 olarak belirlenmiştir. Özellikle TARÇH(1,1) modelinde giderek artan ve %0,05'e çıkan bir değişim gözlenmektedir. Bu durumda gelecek on gün içinde çok yüksek bir değişim beklenmemektedir ancak %0,04'le artan bir volatilité öngörülmektedir.

3.2. Mali Endeks

04/01/ 2000 - 04/08/2006 döneminde mali sektörde yer alan şirketlerin İMKB'de gerçekleşen işlemleri sonucunda elde edilen endeks verileri kullanılarak çizilen grafik aşağıdaki şekildedir.



Şekil 3.12. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük MALİ Endeks Serisi

Mali endeks serisinin grafiğinden görüldüğü üzere seri ne ortalama ne de varyans açısından durağandır. Öncelikle gözlem değerlerinin logaritması alınarak değişen varyans ortadan kaldırılmaya çalışılacaktır. Daha sonra logaritmik değerlerin farkı alınarak seri durağan hale getirilecektir. İstatistiksel olarak bu kararı kanıtlamak için seriye ilişkin otokorelasyon katsayıları incelemek yerinde olacaktır.

Çizelge 3.25. MALİ Endeks Serisinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p
1	0.998	0.998	1640.7	0.000	
2	0.996	-0.002	3276.2	0.000	
3	0.994	-0.030	4906.1	0.000	
4	0.992	0.001	6530.3	0.000	
5	0.990	-0.010	8148.9	0.000	
6	0.988	0.014	9761.9	0.000	
7	0.986	0.000	11369.0	0.000	
8	0.984	0.021	12972.0	0.000	
9	0.982	0.033	14569.0	0.000	
10	0.981	0.015	16162.0	0.000	
11	0.979	-0.036	17750.0	0.000	
12	0.977	-0.013	19333.0	0.000	
13	0.975	0.049	20912.0	0.000	
14	0.974	-0.002	22485.0	0.000	
15	0.972	0.019	24055.0	0.000	
16	0.970	-0.055	25620.0	0.000	
17	0.968	-0.070	27178.0	0.000	
18	0.966	-0.030	28731.0	0.000	

Otokorelasyon katsayıları güven aralığını $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyinde aştığından serinin durağan olmadığı gözlenmektedir. Her iki yönlü durağanlık koşulları sağlanamadığı için öncelikle seri değerlerinin logaritmasını alarak değişen varyans ardından seri değerlerinin farkını alarak değişen ortalama durağan hale getirilecektir.

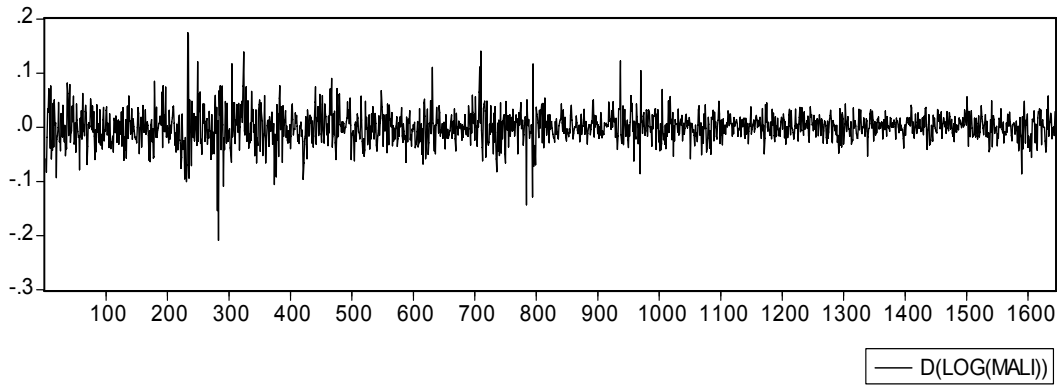
Mali olarak adlandırdığımız serinin Jarque-Bera normallik testi ile serinin normal dağılıp dağılmadığını test edeceğiz. Seriden hesaplanan Jarque-Bera test istatistiği değeri $S=582,92$ olarak bulunmuştur. Bu değer $5,991$ olan Ki-kare tablo değerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilecektir. Bir başka deyişle MALİ serisi normal dağılmaz.

Uygulanacak son tanımlama testi doğrusal bağımlılığın araştırılacağı Ljung-Box Q testidir. Seriden hesaplanan Q istatistiği değeri 28.731 'dir. Ki-kare tablo değeri ise $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için $28,869$ 'dir. Doğrusal bağımlılığın olmadığını savunan sıfır hipotezi reddedildiğinden serinin doğrusal bağımlı olduğu sonucuna ulaşırız.

MALİ serisinin tanımlama testleri tamamlanmıştır. Serinin davranışını en iyi şekilde modelleyebilmek için bundan sonraki aşamada durağanlığın sağlandığı LDMALİ serisi ile çalışılacaktır. Bunun için LDMALİ serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelenecektir.

Çizelge 3.26. LDMALİ Serisinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.009	0.009	0.1337	0.715
		2	0.031	0.031	1.7146	0.424
		3	-0.028	-0.028	2.9992	0.392
		4	-0.003	-0.003	3.0110	0.556
		5	-0.020	-0.018	3.6832	0.596
		6	-0.050	-0.050	7.7936	0.254
		7	-0.001	0.001	7.7956	0.351
		8	0.019	0.021	8.3705	0.398
		9	0.043	0.040	11.428	0.247
		10	0.062	0.060	17.850	0.058
		11	-0.041	-0.045	20.604	0.038
		12	-0.001	-0.004	20.605	0.056
		13	0.012	0.019	20.846	0.076
		14	0.002	0.003	20.852	0.105
		15	0.045	0.051	24.153	0.063
		16	0.039	0.044	26.654	0.045
		17	0.018	0.009	27.207	0.055
		18	-0.029	-0.034	28.645	0.053



Şekil 3.13. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük LDMALİ Serisi

Seriye ilişkin gözlem değerlerinin logaritmasını alarak değişen varyanstan, farkını alarak da değişen ortalamadan kurtarılan seride gözlemlerin artan veya azalan bir eğilim göstermedikleri gözlenmektedir. Bir başka deyişle seri durağanlaştırılmıştır. İstatistiksel olarak serinin durağan bir seri olup olmadığını görmenin en kesin yolu birim kök testinin uygulanmasıdır. MALİ ve LDMALİ serilerine uygulanan birim kök testinin sonuçları Çizelge 3.27’de gösterilmiştir. MALİ serisinde hesaplanan t istatistiği tüm kritik değerlerin sağında kaldığından birim kökün varlığı saptanmıştır.

Bir başka deyişle seride rassal trend vardır. LDMALİ serisinde ise birim kökün olmadığı, serinin durağan olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

Çizelge 3.27. MALİ ve LDMALİ Serilerinin Birim Kök Test Sonuçları

Seri	1%	5%	10%	t istatistiği
MALİ	-3.9636	-3.4125	-3.1282	-1.9400
LDMALİ	-3.9636	-3.4125	-3.1282	-40.1995

Durağan hale getirilen LDMALİ serisinin modelleme aşamasına gelindiğinde denenen alternatif modeller arasından AR ve MA ters köklerinin en küçük değerleri aldığı ve diğer istatistikleri anlamlı olan ARIMA(4,1,4) modeli aşağıda incelenmiştir.

Çizelge 3.28. LDMALİ Serisinin ARIMA(4,1,4) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDMALİ Metod : En küçük kareler Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	0.000547	0.000744	0.734111	0.4630
AR(4)	-0.814664	0.071825	-11.34238	0.0000
MA(4)	0.817979	0.072496	11.28305	0.0000
R^2	0.009216	Bağımlı değişkenin ort		0.000581
Düzeltilmiş R^2	0.008005	Bağımlı deę. st. hatası		0.030215
Regresyonun st. hatası	0.030094	Akaike bilgi kriteri		-4.167177
Artık kareler toplamı	1.481606	Schwarz kriteri		-4.157289
Log en çok olabilirlik	3418.001	F- istatistiği		7.608942
Durbin-Watson ist	2.000336	Olasılık (F- istatistiği)		0.000514

En küçük kareler yöntemiyle tahmin edilen model parametreleri %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı bulunmuştur. Sadece sabit olarak alınan parametre modele katılacak ölçüde anlamlı değildir. Modelin uygun olup olmadığına dair kesin kararı verebilmek için artıkların otokorelasyonları incelenmelidir.

Çizelge 3.29. LDMALİ Serisinin ARIMA(4,1,4) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.000	0.000	0.0003	
		2	0.031	0.031	1.5883	
		3	-0.022	-0.022	2.4060	0.121
		4	0.006	0.006	2.4749	0.290
		5	-0.012	-0.011	2.7257	0.436
		6	-0.049	-0.050	6.7201	0.151
		7	-0.004	-0.003	6.7506	0.240
		8	0.016	0.018	7.1670	0.306
		9	0.036	0.034	9.2818	0.233
		10	0.063	0.063	15.815	0.045
		11	-0.035	-0.038	17.852	0.037
		12	0.005	-0.001	17.890	0.057
		13	0.015	0.020	18.285	0.075
		14	0.002	0.002	18.293	0.107
		15	0.038	0.043	20.690	0.079
		16	0.032	0.038	22.381	0.071
		17	0.014	0.007	22.702	0.091
		18	-0.026	-0.030	23.843	0.093

Artık otokorelasyonları için hesaplanan 18 serbestlik dereceli Q istatistiği Ki-kare tablo değerinden küçük olduğundan yokluk hipotezi reddedilemez. Diğer bir deyişle, artık otokorelasyonları istatistiksel anlamda sıfıra eşittir. Modelin artık karelerine ilişkin ACF ve PACF değerlerini ARCH modellemede kullanmak üzere inceleyelim.

Çizelge 3.30. LDMALİ Serisinin ARIMA(4,1,4) Modelinin Artık Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.223	0.223	81.846	
		2	0.253	0.213	186.71	
		3	0.146	0.059	221.71	0.000
		4	0.068	-0.023	229.23	0.000
		5	0.125	0.081	254.95	0.000
		6	0.093	0.048	269.14	0.000
		7	0.044	-0.025	272.28	0.000
		8	0.086	0.043	284.40	0.000
		9	0.024	-0.012	285.35	0.000
		10	0.111	0.084	305.79	0.000
		11	0.074	0.026	314.94	0.000
		12	0.045	-0.015	318.30	0.000
		13	0.036	-0.013	320.46	0.000
		14	0.062	0.048	326.92	0.000
		15	0.065	0.035	334.00	0.000
		16	0.071	0.016	342.38	0.000
		17	0.011	-0.038	342.60	0.000
		18	0.043	0.016	345.65	0.000

Artık karelere ilişkin otokorelasyonlara göre ilk iki gecikme %95 güven sınırında istatistiksel olarak anlamlıdır. Kurulacak koşullu değişen varyans modellerinin derecesi yukarıdaki çizelgeden anlaşıldığı üzere 1 veya 2 olacaktır. Bundan sonraki

aşamada koşullu değişen varyans modellerinin etkilerinin varlığını test etmek için ARCH LM testi uygulayacağız.

Çizelge 3.31. LDMALİ Serisinin ARCH LM Test Sonuçları

ARCH Test:				
F istatistiği	85.83361	Olasılık		0.000000
Gözlenen R^2	81.65449	Olasılık		0.000000
Bağımlı Değişken: a_t^2				
Metod : En küçük kareler				
Gözlem sayısı : 1638				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	0.000703	6.05E-05	11.61671	0.0000
a_{t-1}^2	0.223261	0.024098	9.264643	0.0000
R^2	0.049850	Bağımlı değişkenin ort		0.000905
Düzeltilmiş R^2	0.049269	Bağımlı deę. st. hatası		0.002342
Regresyonun st. hatası	0.002284	Akaike bilgi kriteri		-9.324690
Artık kareler toplamı	0.008533	Schwarz kriteri		-9.318095
Log en çok olabilirlik	7638.921	F- istatistiği		85.83361
Durbin-Watson ist	2.095397	Olasılık (F- istatistiği)		0.000000

Bir günlük gecikmeyle hesaplanan ARCH LM Testi Sonuçlarına göre tüm parametrelerin sıfıra eşit olduğunu savunan yokluk hipotezi reddedildiğinden ARCH etkisinin bulunduğu karar verilir. Bundan sonraki aşamada parametreleri tahmin için maksimum olabilirlik yöntemi uygulanacaktır. Bu uygulamaya GARCH(1,1) modeliyle Çizelge 3.32’de başlanmıştır.

Çizelge 3.32. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDMALİ
Metod : ML ARCH

Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.001189	0.000621	1.914868	0.0555
AR(4)	-0.924368	0.025384	-36.41509	0.0000
MA(4)	0.920221	0.026176	35.15496	0.0000
Varyans		Denklemleri		
C	1.20E-05	3.06E-06	3.934429	0.0001
ARCH(1)	0.081338	0.007882	10.31931	0.0000
GARCH(1)	0.907207	0.008375	108.3286	0.0000
R^2	0.006822	Bağımlı değişkenin ort		0.000581
Düzeltilmiş R^2	0.003781	Bağımlı deę. st. hatası		0.030215
Regresyonun st. hatası	0.030158	Akaike bilgi kriteri		-4.364628
Artık kareler toplamı	1.485187	Schwarz kriteri		-4.344854
Log en çok olabilirlik	3582.813	F- istatistięi		2.243351
Durbin-Watson ist	1.999281	Olasılık (F- istatistięi)		0.047765

Modelin ortalama deęeri ile ARCH ve GARCH bölümlerinin katsayıları olan reaksiyon parametresi (reaction parameter) α_1 ve süreklilik parametresi (persistence parameter) β_1 istenilen kısıtları sağlamaktadır. α_1 ; 0,081 deęeriyle sıfırdan büyük β_1 ise 0,907 deęeri ile birden küçüktür. Elde edilen GARCH(1,1) modeli ařaęıda verilmiřtir.

$$r_t = 0,001189 - 0,924368 \text{LDMALİ}_{t-4} + 0,920221 a_{t-4} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,00000120 + 0,081338 a_{t-1}^2 + 0,907207 \sigma_{t-1}^2$$

Modelin uygunluęunun arařtırılması için standardize artık karelerine iliřkin otokorelasyonlar incelenmelidir.

Çizelge 3.33. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İliřkin ACF ve PACF Deęerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.054	0.054	4.8069	
		2	0.027	0.024	6.0104	
		3	0.013	0.010	6.2747	0.012
		4	-0.003	-0.005	6.2880	0.043
		5	0.016	0.016	6.7291	0.081
		6	-0.035	-0.037	8.7836	0.067
		7	0.003	0.007	8.8032	0.117
		8	-0.006	-0.005	8.8578	0.182
		9	0.023	0.025	9.7444	0.204
		10	0.058	0.055	15.328	0.053
		11	-0.019	-0.025	15.949	0.068
		12	0.013	0.010	16.222	0.093
		13	-0.001	-0.001	16.222	0.133
		14	0.020	0.019	16.878	0.154
		15	0.024	0.022	17.827	0.164
		16	0.032	0.034	19.533	0.146
		17	0.020	0.012	20.169	0.166
		18	-0.015	-0.017	20.533	0.197

Standardize artıklara ilişkin hesaplanan Q istatistiği $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için anlamlı bulunmamıştır. Diğer bir ifadeyle model artıkları bağımsızdır şeklindeki sıfır hipotezi kabul edilmiştir.

Çizelge 3.34. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otoorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.021	0.021	0.7253	
		2	0.052	0.051	5.1088	
		3	0.003	0.001	5.1228	0.024
		4	-0.018	-0.020	5.6274	0.060
		5	0.022	0.023	6.4426	0.092
		6	-0.021	-0.020	7.1409	0.129
		7	-0.003	-0.005	7.1577	0.209
		8	-0.046	-0.044	10.630	0.101
		9	-0.019	-0.016	11.204	0.130
		10	0.058	0.063	16.799	0.032
		11	0.004	0.004	16.823	0.052
		12	-0.004	-0.012	16.844	0.078
		13	-0.014	-0.013	17.173	0.103
		14	0.026	0.029	18.273	0.108
		15	-0.023	-0.026	19.136	0.119
		16	-0.022	-0.025	19.938	0.132
		17	-0.024	-0.022	20.875	0.141
		18	-0.021	-0.011	21.623	0.156

Standardize artıkların karelerine ilişkin hesaplanan Q istatistiği $\alpha = 0.5$ ve 18 serbestlik derecesine ilişkin Ki-Kare tablo değeri ile karşılaştırıldığında sıfır hipotezi reddedilemez. Bu sonucun anlamı artıklar rasgele dağılmıştır veya beyaz gürültü özelliği taşırlar şeklindedir.

GARCH(1,1) modelinin uygunluğu saptandıktan sonra artık karelerine ilişkin PACF değerinin ikinci gecikmesinin anlamlı olması göz önüne alınarak GARCH(2,2) modeli kurulmuştur. Ancak GARCH modelde parametrelerin pozitif olması şartı bu model için sağlanmadığından burada yer verilmemiştir.

Koşullu varyansın asimetrik etkisini modellemek üzere geliştirilmiş TAR(1,1) modeli Çizelge 3.35’de verilmiştir.

Çizelge 3.35. LDMALİ Serisinin TAR(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDMALİ Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.000865	0.000627	1.379323	0.1678
AR(4)	-0.930165	0.023238	-40.02704	0.0000
MA(4)	0.926455	0.023802	38.92377	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.40E-05	3.22E-06	4.338241	0.0000
ARCH(1)	0.060455	0.007851	7.700463	0.0000
(a<0)*ARCH(1)	0.044629	0.013344	3.344474	0.0008
GARCH(1)	0.903126	0.008700	103.8078	0.0000
R^2	0.006943	Bağımlı değişkenin ort		0.000581
Düzeltilmiş R^2	0.003292	Bağımlı deę. st. hatası		0.030215
Regresyonun st. hatası	0.030165	Akaike bilgi kriteri		-4.367974
Artık kareler toplamı	1.485005	Schwarz kriteri		-4.344904
Log en çok olabilirlik	3586.555	F- istatistięi		1.901716
Durbin-Watson ist	1.999524	Olasılık (F- istatistięi)		0.077195

Modelde ortaya konulan şok negatiftir. Model negatif şoka karşı $\alpha_1 + \alpha_2$ katsayılarından oluşan reaksiyon parametresi üretmiştir. Modelin günlük getirisi 0,00086 olarak modelde yer almıştır.

$$r_t = 0,000865 - 0,930165 \text{LDMALİ}_{t-4} + 0,926455 a_{t-4} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,00000140 + 0,060455 a_{t-1}^2 + 0,0903126 \sigma_{t-1}^2 + 0,044629 a_{t-1}^2$$

TARCH modeli negatif şok etkisini 0,060455'lik α_1 parametresi ve 0,044629'lik α_2 parametresinin toplamıyla açıklar. $\alpha_1 + \alpha_2$ parametresini modeli a_{t-1}^2 parantezine alarak gösterebiliriz.

$$\sigma_t^2 = 0,00000140 + 0,105084 a_{t-1}^2 + 0,903126 \sigma_{t-1}^2$$

Olumsuz gelişmeler yaşandığı durumlara model 0,105084lik reaksiyon parametresiyle tepki vermektedir. Model piyasalardaki olumlu gelişmelere ise 0,060455'lik bir değişimle karşılık vermektedir.

Modelin uygunluğunu test etmek için standardize artıklara ilişkin otokorelasyonlar incelenecektir.

Çizelge 3.36. LDMALİ Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.054	0.054	4.8679	
		2	0.027	0.024	6.1003	
		3	0.011	0.009	6.3149	0.012
		4	-0.001	-0.003	6.3163	0.043
		5	0.012	0.011	6.5435	0.088
		6	-0.034	-0.036	8.4738	0.076
		7	0.006	0.009	8.5255	0.130
		8	-0.006	-0.006	8.5904	0.198
		9	0.026	0.027	9.7040	0.206
		10	0.056	0.053	14.911	0.061
		11	-0.018	-0.024	15.425	0.080
		12	0.013	0.011	15.709	0.108
		13	0.001	0.000	15.710	0.152
		14	0.021	0.020	16.469	0.171
		15	0.025	0.023	17.519	0.177
		16	0.030	0.031	19.042	0.163
		17	0.020	0.013	19.710	0.183
		18	-0.011	-0.014	19.927	0.224

Tablo 3.34 de görüldüğü gibi standardize artıklara ilişkin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları %95 güven aralığında bulunmaktadır. Bu sonucun anlamı

Q istatistiğinin hesaplanan değeri olan 19,927'nin $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesindeki Ki-kare tablo değeri olan 28,869'dan küçük olduğu için model artıklarının rasgele dağıldığıdır. Bu sonucu desteklemek için standardize artıkların karelerine ilişkin test sonuçları incelenmelidir.

Çizelge 3.37. LDMALİ Serisinin TARÇH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

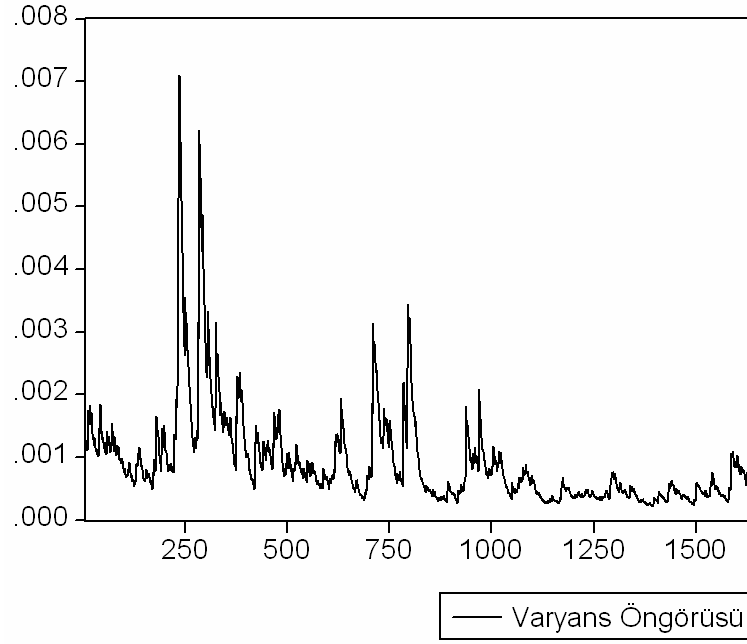
Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.012	0.012	0.2366	
		2	0.052	0.052	4.6578	
		3	0.003	0.002	4.6737	0.031
		4	-0.017	-0.020	5.1726	0.075
		5	0.020	0.020	5.7988	0.122
		6	-0.023	-0.021	6.6629	0.155
		7	-0.002	-0.003	6.6677	0.247
		8	-0.046	-0.045	10.228	0.115
		9	-0.017	-0.015	10.682	0.153
		10	0.051	0.055	14.993	0.059
		11	-0.002	-0.001	15.000	0.091
		12	0.002	-0.005	15.010	0.132
		13	-0.011	-0.010	15.227	0.172
		14	0.030	0.031	16.677	0.162
		15	-0.022	-0.025	17.496	0.178
		16	-0.023	-0.026	18.394	0.189
		17	-0.019	-0.018	18.988	0.214
		18	-0.015	-0.006	19.384	0.249

Standardize artıkların karelerine ilişkin hesaplanan Q istatistiği $\alpha = 0.5$ ve 18 serbestlik derecesine ilişkin Ki-Kare tablo değeri ile karşılaştırıldığında sıfır hipotezi reddedilemez. Bu ifade artık karelerinin bağımsız olduğu anlamına gelmektedir. Buradan hareketle artıkların beyaz gürültü özelliğine sahip olduğu belirlenmektedir.

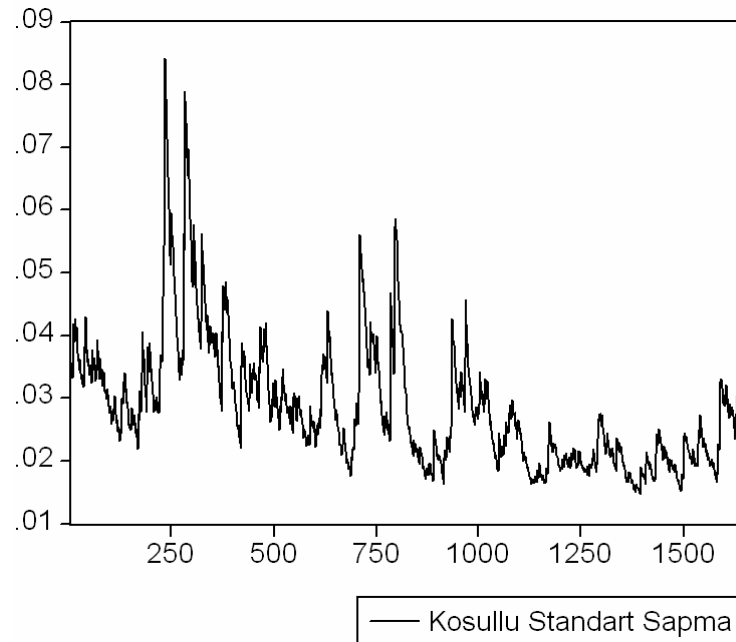
Denenen koşullu değişen varyans modellerinden yukarıda ayrıntılarıyla verilen modeller Çizelge 3.38'de parametreleri açısından özetlenmiştir.

Çizelge 3.38. LDMALİ Serisinin Kurulan Modellere Ait Parametreleri

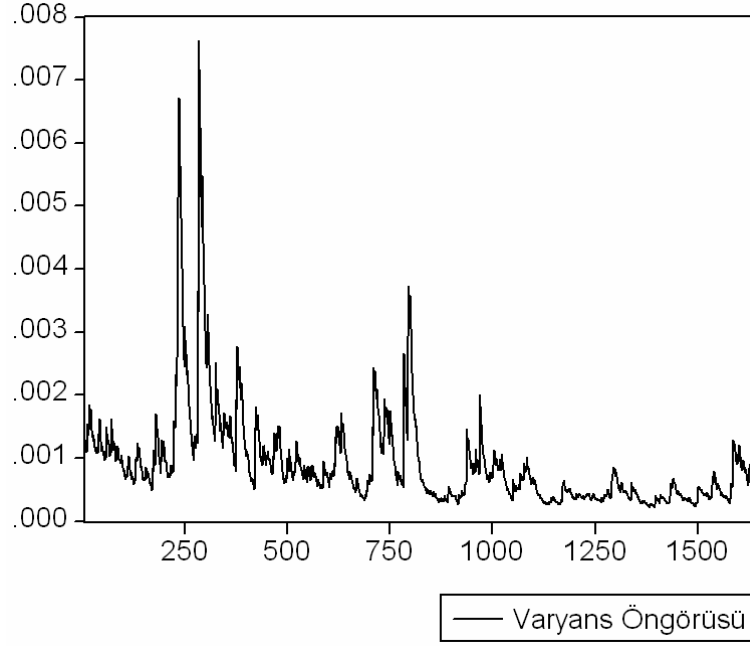
MODEL	α_0	α_1	α_2	$\alpha_1 + \alpha_2$	β_1	β_2	γ_1	L-B Q ist	P(F ist)
GARCH(1,1)	1.20E-05	0.0813			0.9072			20,533	0,0477
TARÇH(1,1)	1.40E-05			0,1050	0,9031			19,927	0,0771



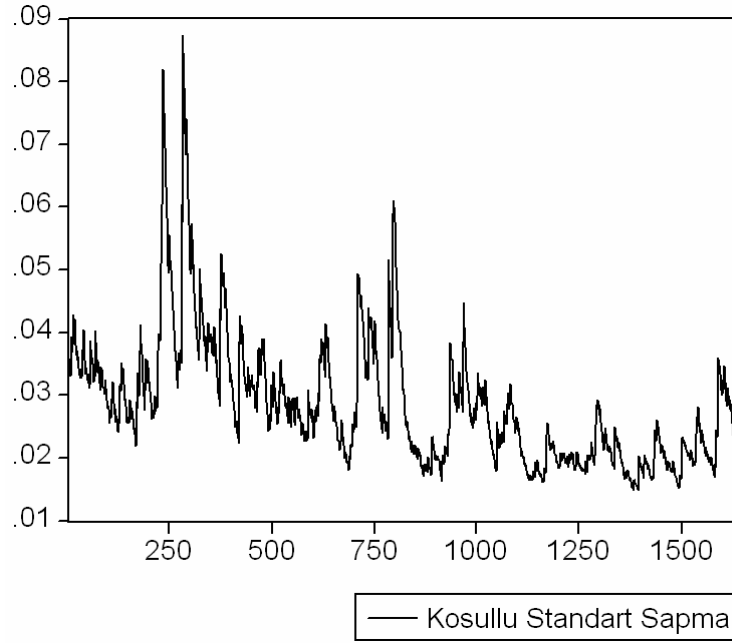
Şekil 3.14. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



Şekil 3.15. LDMALİ Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması



Şekil 3.16. LDMALİ Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



Şekil 3.17. LDMALİ Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması

Yukarıdaki şekillerden volatilitelerini gözlemlediğimiz modeller iyi ve kötü haberlere benzer tepkiler vermişlerdir. TARCH(1,1) modelinin koşullu standart sapması grafiğinde daha uzun süreli ve yavaş sönen tepkiler gözlenmektedir.

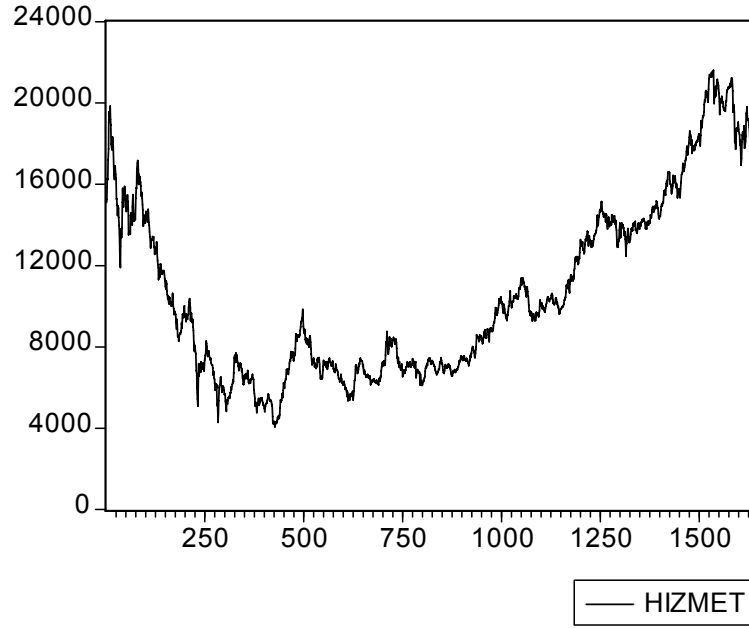
Çizelge 3.39. LDMALİ Serisinin Kurulan Modellere Ait 10 Günlük Öngörülleri

ÖNGÖRÜ	GARCH(1,1)	TARCH(1,1)
$\sigma_{1645}^2(1)$	0,000547791	0,0005544
$\sigma_{1646}^2(2)$	0,000553516	0,000572951
$\sigma_{1647}^2(3)$	0,000559175	0,000591655
$\sigma_{1648}^2(4)$	0,00056477	0,000610513
$\sigma_{1649}^2(5)$	0,000570301	0,000629527
$\sigma_{1650}^2(6)$	0,000575768	0,000648693
$\sigma_{1651}^2(7)$	0,000581172	0,000668019
$\sigma_{1652}^2(8)$	0,000586515	0,000687503
$\sigma_{1653}^2(9)$	0,000591797	0,000707148
$\sigma_{1654}^2(10)$	0,000597017	0,000726954

Mali endeksin getiri serisinden elde edilen yukarıda ayrıntılı olarak incelenen GARCH(1,1) ve TARCH(1,1) modellerinin on günlük öngörülleri çalışmanın ikinci bölümü, 2.16 nolu eşitliğinden yararlanarak hesaplanmıştır. Çizelge 3.39'a göre TARCH(1,1) modeli daha yüksek bir varyans değişimi öngörmektedir.

3.3. Hizmet Endeksi

04/01/ 2000 - 04/08/2006 döneminde hizmet sektörünün işlemleriyle elde edilen endeks verileri HİZMET olarak adlandırılmıştır. Bu seriden elde edilen grafik Şekil 3.18' de gösterilmiştir.



Şekil 3.18. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük HİZMET Endeksi Grafiği

HİZMET serisinden elde edilen grafikte durağan bir seyir gözlenmemektedir. 2000 ve 2001 yıllarında genel bir düşüş, 2001 krizi sonrasında genel bir artış izlenmektedir. Öncelikle serinin logaritması alınarak değişen varyanstan, daha sonra serinin birinci farkı alınarak değişen ortalamadan seriyi arındırmak gerekmektedir. Bu işlemin öncesinde serinin durağanlıktan ne kadar uzak olduğunu görebilmek için gözlem değerleri arasındaki otokorelasyon incelenmelidir.

Çizelge 3.40. HİZMET Endeksi Serisinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p
1	0.997	0.997	1636.8	0.000	
2	0.994	-0.022	3263.9	0.000	
3	0.990	-0.031	4880.8	0.000	
4	0.987	0.015	6487.8	0.000	
5	0.983	-0.040	8084.2	0.000	
6	0.980	-0.019	9669.6	0.000	
7	0.976	-0.013	11244.	0.000	
8	0.972	0.019	12807.	0.000	
9	0.969	0.012	14360.	0.000	
10	0.965	-0.020	15902.	0.000	
11	0.961	0.000	17434.	0.000	
12	0.958	0.021	18955.	0.000	
13	0.955	0.061	20467.	0.000	
14	0.951	-0.020	21970.	0.000	
15	0.948	0.010	23464.	0.000	
16	0.945	-0.056	24948.	0.000	
17	0.941	0.006	26422.	0.000	
18	0.938	-0.016	27887.	0.000	

Tabloda yer alan tüm otokorelasyon katsayıları istatistiksel olarak sıfırdan farklı dolayısıyla anlamlı bulunmuştur. Bu durum serinin durağan olmadığını ifade eder. Ancak kesin karara seriye ilişkin birim kök testiyle varılacaktır.

HİZMET serisinin dağılımının normal dağılım olup olmadığını araştırmak için Jarque-Bera testi uygulanmalıdır. Seriden hesaplanan Jarque-Bera test istatistiği değeri $S=157,49$ olarak bulunmuştur. Test istatistiğinin karşılaştıracağımız Ki-Kare tablo değeri ise 2 serbestlik derecesi ve $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi için 5,991'dir. Buna göre seriden elde edilen istatistik değer tablo değerinden büyük olduğu için sıfır hipotezi reddedilecektir. Buna göre, HİZMET serisinin normal dağılmadığı belirlenmekte fakat bu sonuç analizi sonlandıracak ölçüde önemli bulunmamaktadır.

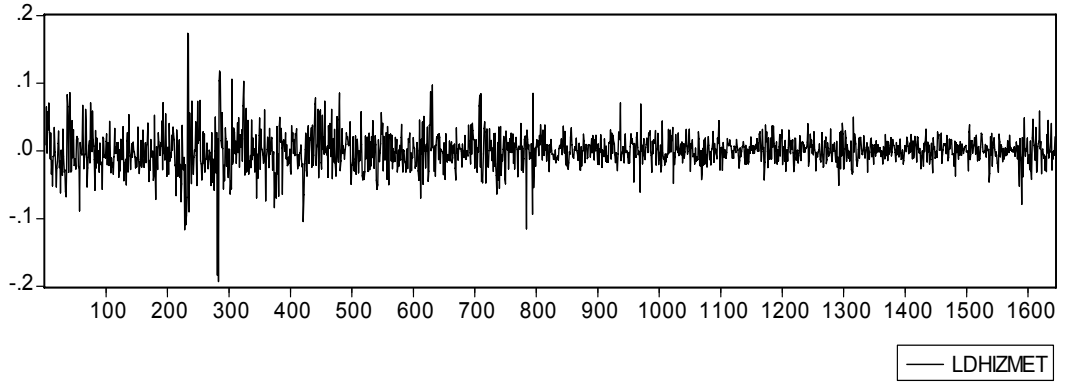
Doğrusal bağımlılığın test edilmesi için Ljung-Box Q istatistiği kullanılacaktır. Seriden hesaplanan Q istatistiği değeri 28.887'dir. Ki-kare tablo değeri ise $\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için 28,869'dir. Doğrusal bağımlılığın olmadığını savunan sıfır hipotezi reddedildiğinden serinin doğrusal bağımlı olduğu sonucuna ulaşırız.

HİZMET serisinin tanımlama testleri tamamlanmıştır. Serinin davranışını en iyi şekilde modelleyebilmek için bundan sonraki aşamada durağanlığın sağlandığı LD HİZMET serisi ile çalışılacaktır. Bunun için LDHİZMET Serisinin otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon fonksiyonları incelenecektir.

Çizelge 3.41. LDHİZMET Serisinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.032	0.032	1.7273	0.189
		2	0.012	0.011	1.9830	0.371
		3	-0.033	-0.033	3.7274	0.292
		4	0.032	0.034	5.4602	0.243
		5	-0.020	-0.022	6.1304	0.294
		6	-0.054	-0.055	11.027	0.088
		7	0.012	0.019	11.263	0.128
		8	0.025	0.023	12.265	0.140
		9	0.027	0.023	13.480	0.142
		10	0.038	0.040	15.817	0.105
		11	-0.050	-0.055	19.906	0.047
		12	-0.013	-0.013	20.173	0.064
		13	0.026	0.033	21.321	0.067
		14	-0.008	-0.013	21.421	0.091
		15	0.023	0.029	22.271	0.101
		16	0.008	0.010	22.372	0.132
		17	-0.009	-0.022	22.493	0.166
		18	-0.039	-0.038	25.081	0.123

Durağan olmayan HİZMET serisine uygulanan dönüşümler sonrasında LDHİZMET serisi elde edilmiştir. LDHİZMET serisinin korelogramına baktığımızda otokorelasyon katsayılarının güven aralığını önemli derecede aşmadığını izlemekteyiz. ARIMA modelde yer alacak hareketli ortalama ve otoregresif modellerin derecelerini belirlemede sıfırdan farklı olan otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları kullanılacaktır. Bu amaçla hesaplanan değerlerden istatistiksel olarak en anlamlı sonucu veren model tercih edilecektir. Aşağıdaki şekilde getiri serisinin grafiği görülmektedir.



Şekil 3.19. 04/01/ 2000 - 04/08/2006 Dönemi, Günlük LDHİZMET Serisi

LDHİZMET serisinin durağan olduğunu hem korelogram tablosu hem de seri için hazırlanan grafiğinden izlenmektedir. Ancak istatistiksel olarak kesin karara varmak için birim kök testi sonuçlarına başvurmak gerekmektedir.

Çizelge 3.42. HİZMET ve LDHİZMET Serilerinin Birim Kök Test Sonuçları

Seri	%1	%5	%10	t istatistiği
HİZMET	-3.9636	-3.4125	-3.1282	-2.2164
LDHİZMET	-3.9636	-3.4125	-3.1282	-39.2572

HİZMET serisinde birim kökün varlığı saptanmış, LDHİZMET serisinde birim kökün olmadığı gözlenmiştir. Bir başka deyişle HİZMET serisinde rassal trend varken, LDHİZMET serisinde yoktur. LDHİZMET serisi durağan bir seridir. Bu seri ile en küçük kareler yöntemi kullanılarak istatistiksel olarak sıfırdan farklı gecikmeler için ARIMA modelleri kurulmuş, bunlar arasından en uygun model olan ARIMA(1,1,1) modeli Çizelge 3.43’de verilmiştir.

Çizelge 3.43. LDHİZMET Serisinin ARIMA Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDHİZMET Metod : En küçük kareler Gözlem sayısı : 1642				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	6.69E-07	0.000682	0.000981	0.9992
AR(1)	0.778085	0.153510	5.068613	0.0000
MA(1)	-0.772606	0.155995	-4.952770	0.0000
R^2	0.005438	Bağımlı değişkenin ort		0.000136
Düzeltilmiş R^2	0.004224	Bağımlı deę. st. hatası		0.026912
Regresyonun st. hatası	0.026855	Akaike bilgi kriteri		-4.394909
Artık kareler toplamı	1.182026	Schwarz kriteri		-4.385036
Log en çok olabilirlik	3611.220	F- istatistięi		4.480775
Durbin-Watson ist	1.952999	Olasılık (F- istatistięi)		0.011464

ARIMA(1,1,1) modelinin sabiti dışındaki parametrelerin olasılık değerleri ve t istatistikleri anlamlı bulunmuştur. Modelin uygunluęunu test etmek için modelin ürettięi artıkların otokorelasyonlarına başvurulacaktır.

Çizelge 3.44. ARIMA(1,1,1) Modelinin Artıklara İlişkin ACF ve PACF Deęerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p
		1 0.023	0.023	0.8651	
		2 0.004	0.003	0.8907	
		3 -0.040	-0.040	3.4830	0.062
		4 0.028	0.030	4.7444	0.093
		5 -0.023	-0.024	5.6132	0.132
		6 -0.056	-0.057	10.734	0.030
		7 0.012	0.017	10.972	0.052
		8 0.026	0.023	12.099	0.060
		9 0.029	0.024	13.467	0.062
		10 0.040	0.042	16.053	0.042
		11 -0.050	-0.054	20.118	0.017
		12 -0.012	-0.012	20.371	0.026
		13 0.027	0.033	21.590	0.028
		14 -0.006	-0.011	21.651	0.042
		15 0.026	0.032	22.744	0.045
		16 0.011	0.014	22.942	0.061
		17 -0.006	-0.020	23.011	0.084
		18 -0.038	-0.036	25.443	0.062

Bu modelde de artık otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %5 anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesinde tablo değeri ile karşılaştırıldığında sıfır hipotezi reddedilemez. Artık otokorelasyonları sıfıra yaklaşık çıktığından doğrusal bağımlılığın olmadığı sonucuna ulaşılır. Modelin artık karelerine ilişkin ACF ve PACF değerleri Çizelge 3.45’de verilmiştir.

Çizelge 3.45. LDHİZMET Serisinin ARIMA(1,1,1) Modelinin Artık Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.327	0.327	176.33	
		2	0.401	0.329	440.85	
		3	0.266	0.088	557.57	0.000
		4	0.157	-0.060	597.94	0.000
		5	0.184	0.058	653.96	0.000
		6	0.122	0.029	678.38	0.000
		7	0.069	-0.046	686.27	0.000
		8	0.087	0.017	698.68	0.000
		9	0.026	-0.018	699.78	0.000
		10	0.074	0.047	708.85	0.000
		11	0.064	0.034	715.69	0.000
		12	0.064	0.018	722.57	0.000
		13	0.042	-0.025	725.44	0.000
		14	0.035	-0.007	727.47	0.000
		15	0.037	0.015	729.73	0.000
		16	0.057	0.036	735.11	0.000
		17	0.006	-0.042	735.18	0.000
		18	0.047	0.021	738.87	0.000

ARIMA(1,1,1) modelinin artık karelerinin otokorelasyonlarına ilişkin ilk iki gecikme istatistiksel olarak anlamlıdır. Burada PACF bize test edeceğimiz modellerin derecesinin 1 veya 2 olacağını ifade etmektedir. Q istatistiği için hesaplanan 738,87 değeri anlamlı bulunduğundan doğrusal bağımlılığın bulunduğu belirlenmiştir. Ortalama ARIMA(1,1,1) ile modellendiğinden varyans modellemesine başlamak için öncelikle serideki ARCH etkisinin varlığı ARCH LM testi ile araştırılacaktır.

Çizelge 3.46. LDHİZMET Serisinin ARCH LM Test Sonuçları

ARCH Test:				
F istatistiği	196.7840	Olasılık		0.000000
Gözlenen R^2	175.9044	Olasılık		0.000000
Bağımlı Değişken: a_t^2 Metod : En küçük kareler Gözlem sayısı : 1641				
Değişken	Katsayı	St. Hata	t - ist	p
C	0.000484	5.18E-05	9.335671	0.0000
a_{t-1}^2	0.327405	0.023339	14.02797	0.0000
R^2	0.107193	Bağımlı değişkenin ort		0.000720
Düzeltilmiş R^2	0.106649	Bağımlı değ. st. hatası		0.002102
Regresyonun st. hatası	0.001987	Akaike bilgi kriteri		-9.603335
Artık kareler toplamı	0.006470	Schwarz kriteri		-9.596750
Log en çok olabilirlik	7881.536	F- istatistiği		196.7840
Durbin-Watson ist	2.215407	Olasılık (F- istatistiği)		0.000000

Bir günlük gecikmeyle hesaplanan ARCH LM Testi Sonuçlarına göre hesaplanan F İstatistiği değeri 196,784 ile tablo değerini aştığından ARCH Etkisinin bulunmadığını savunan yokluk hipotezi red edilir. Çizelge 3.47’de ARCH etkisi GARCH(1,1) ile modellenmiştir.

Çizelge 3.47. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Model Test Sonuçları

Bağımlı değişken : LDHİZMET Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1642				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.000638	0.000527	1.209997	0.2263
AR(1)	0.771078	0.182105	4.234251	0.0000
MA(1)	-0.762856	0.185709	-4.107797	0.0000
Varyans Denklemi				
C	8.27E-06	2.02E-06	4.096404	0.0000
ARCH(1)	0.097173	0.010399	9.344219	0.0000
GARCH(1)	0.894278	0.010219	87.51363	0.0000
R^2	0.004901	Bağımlı değişkenin ort		0.000136
Düzeltilmiş R^2	0.001860	Bağımlı değ. st. hatası		0.026912
Regresyonun st. hatası	0.026887	Akaike bilgi kriteri		-4.690422
Artık kareler toplamı	1.182664	Schwarz kriteri		-4.670677
Log en çok olabilirlik	3856.837	F- istatistiği		1.611473
Durbin-Watson ist	1.957269	Olasılık (F- istatistiği)		0.153776

Modelde hesaplanan sabit deęer ile α_1 ve β_1 parametreleri anlamlıdır. Ulaşılan model aşıęıda denklem eşıtlięi olarak ifade edilmiřtir.

$$r_t = 0,000638 + 0,771078 \text{LDHİZMET}_{t-1} - 0,762856 a_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,000000827 + 0,097173 a_{t-1}^2 + 0,894278 \sigma_{t-1}^2$$

Modelin yeterlilięine standardize artık karelerinin otokorelasyonları incelenerek karar verilecektir.

Çizelge 3.48. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların ACF ve PACF Deęerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	ist	p	
		1	0.034	0.034	1.9256	
		2	-0.002	-0.003	1.9296	
		3	-0.009	-0.009	2.0687	0.150
		4	0.017	0.018	2.5701	0.277
		5	0.012	0.010	2.7955	0.424
		6	-0.034	-0.035	4.6718	0.323
		7	-0.002	0.001	4.6779	0.456
		8	0.008	0.008	4.7866	0.571
		9	0.024	0.022	5.7326	0.571
		10	0.045	0.044	9.0279	0.340
		11	-0.036	-0.038	11.156	0.265
		12	0.000	0.002	11.156	0.346
		13	0.011	0.011	11.353	0.414
		14	0.026	0.023	12.478	0.408
		15	0.027	0.027	13.689	0.396
		16	-0.002	0.000	13.699	0.472
		17	-0.001	-0.004	13.701	0.548
		18	-0.031	-0.033	15.349	0.499

$\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için 19,769 olarak hesaplanan Q istatistięi anlamlı bulunmamıřtır. Artıklar beyaz gürültü özellięine sahiptir. Bu sonucu kesinleřtirmek için standardize artıkların karelerine iliřkin otokorelasyonları incelemek gerekmektedir.

Çizelge 3.49. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Standardize Artık Karelerinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.028	0.028	1.2441	
		2	0.054	0.053	5.9976	
		3	-0.001	-0.004	5.9987	0.014
		4	0.007	0.004	6.0805	0.048
		5	0.024	0.024	6.9919	0.072
		6	-0.025	-0.026	7.9848	0.092
		7	-0.042	-0.043	10.840	0.055
		8	-0.004	0.001	10.866	0.093
		9	-0.036	-0.032	13.047	0.071
		10	0.024	0.025	13.973	0.082
		11	0.001	0.005	13.973	0.123
		12	-0.034	-0.036	15.921	0.102
		13	-0.009	-0.009	16.060	0.139
		14	0.002	0.006	16.065	0.188
		15	-0.025	-0.028	17.102	0.195
		16	-0.005	-0.005	17.138	0.249
		17	-0.051	-0.045	21.507	0.121
		18	-0.022	-0.022	22.340	0.133

Artık karelerinin otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %95 güven sınırı ve 18 serbestlik derecesi için Ki-Kare tablosu değeri 28,8693'den küçük olduğundan doğrusal bağımlılık yoktur. Artıklar beyaz gürültü özelliği gösterdiğinden varyansın doğru modellendiği sonucuna ulaşırız.

ARIMA(1,1,1) modelinin artık karelerine ilişkin ikinci gecikmenin PACF değeri anlamlı bulunduğundan GARCH(2,2) modeli de değişkeni açıklamaya aday bir modeldir. Çizelge 3.50'de GARCH(2,2) modeline yer verilmiştir.

Çizelge 3.50. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDHİZMET Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1639				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.000632	0.000527	1.199485	0.2303
AR(1)	0.772190	0.184044	4.195677	0.0000
MA(1)	-0.764252	0.187639	-4.072981	0.0000
Varyans Denklemi				
C	1.53E-05	6.39E-06	2.390466	0.0168
ARCH(1)	0.092676	0.017247	5.373332	0.0000
ARCH(2)	0.085787	0.052509	1.633773	0.1023
GARCH(1)	0.066650	0.609166	0.109411	0.9129
GARCH(2)	0.739054	0.546926	1.351287	0.1766
R^2	0.004913	Bağımlı değişkenin ort		0.000136
Düzeltilmiş R^2	0.000650	Bağımlı deę. st. hatası		0.026912
Regresyonun st. hatası	0.026903	Akaike bilgi kriteri		-4.688053
Artık kareler toplamı	1.182650	Schwarz kriteri		-4.661726
Log en çok olabilirlik	3856.892	F- istatistięi		1.152508
Durbin-Watson ist	1.956744	Olasılık (F- istatistięi)		0.327333

Çizelge 3.50'den elde edilen GARCH(2,2) modeli aşağıdaki gibi ifade edilmiştir.

$$r_t = 0,000632 + 0,772190 \text{LDHİZMET}_{t-1} - 0,764252a_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,00000153 + 0,092676 a_{t-1}^2 + 0,085787 a_{t-2}^2 + 0,066650\sigma_{t-1}^2 + 0,739054\sigma_{t-2}^2$$

Modelin uygunluğunu arařtırmak için standardize artıkların ACF ve PACF deęerleri aşağıda incelenmiştir.

Çizelge 3.51. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artıkların ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.035	0.035	1.9723	
		2	-0.002	-0.003	1.9765	
		3	-0.009	-0.009	2.1076	0.147
		4	0.018	0.018	2.6184	0.270
		5	0.011	0.010	2.8341	0.418
		6	-0.033	-0.034	4.6622	0.324
		7	-0.002	0.001	4.6692	0.458
		8	0.008	0.008	4.7839	0.572
		9	0.024	0.022	5.7268	0.572
		10	0.045	0.044	9.0483	0.338
		11	-0.036	-0.038	11.184	0.263
		12	0.000	0.002	11.184	0.343
		13	0.011	0.011	11.379	0.412
		14	0.026	0.023	12.478	0.408
		15	0.027	0.027	13.690	0.396
		16	-0.002	0.000	13.700	0.472
		17	-0.001	-0.004	13.701	0.548
		18	-0.032	-0.034	15.386	0.497

18 serbestlik dereceli Q istatistiği için artıkların bağımsız dağıldığı bulgusuna ulaşılmıştır. Bu sonucu desteklemek üzere aşağıdaki çizelgede standardize artık karelerine ilişkin kısmi otokorelasyonlar incelenecektir.

Çizelge 3.52. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Standardize Artık Karelerinin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kısmi otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.031	0.031	1.5513	
		2	0.050	0.049	5.7041	
		3	0.000	-0.003	5.7043	0.017
		4	0.005	0.003	5.7518	0.056
		5	0.024	0.024	6.7406	0.081
		6	-0.026	-0.028	7.8295	0.098
		7	-0.041	-0.042	10.623	0.059
		8	-0.005	0.000	10.661	0.099
		9	-0.036	-0.032	12.795	0.077
		10	0.022	0.024	13.628	0.092
		11	0.002	0.005	13.632	0.136
		12	-0.035	-0.036	15.644	0.110
		13	-0.009	-0.009	15.778	0.150
		14	0.001	0.005	15.782	0.201
		15	-0.025	-0.028	16.811	0.208
		16	-0.005	-0.005	16.854	0.264
		17	-0.051	-0.045	21.195	0.131
		18	-0.022	-0.022	22.028	0.142

İncelenen kısmi otokorelasyonların istatistiksel olarak %95'lik güven aralığında bulduklarından modelin standardize artık karelerinin de bağımsız dağıldıkları, buradan hareketle modelin yeterli olduğu sonucuna ulaşılır.

Koşullu değişen varyansın modellenmesinde asimetric bir etkinin olup olmadığını araştırmada kullanılacak olan TARÇH model Çizelge 3.53'de gösterilmiştir.

Çizelge 3.53. LDHİZMET Serisinin TARÇH(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDHİZMET Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1642				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	0.000235	0.000532	0.442273	0.6583
AR(1)	0.772663	0.168216	4.593275	0.0000
MA(1)	-0.762955	0.172263	-4.429024	0.0000
Varyans Denklemi				
C	8.19E-06	1.81E-06	4.525238	0.0000
ARCH(1)	0.050364	0.009969	5.051941	0.0000
(a<0)*ARCH(1)	0.067676	0.015553	4.351336	0.0000
GARCH(1)	0.905471	0.009222	98.18641	0.0000
R^2	0.005328	Bağımlı değişkenin ort		0.000136
Düzeltilmiş R^2	0.001677	Bağımlı değ. st. hatası		0.026912
Regresyonun st. hatası	0.026889	Akaike bilgi kriteri		-4.697900
Artık kareler toplamı	1.182157	Schwarz kriteri		-4.674864
Log en çok olabilirlik	3863.976	F- istatistiği		1.459559
Durbin-Watson ist	1.961001	Olasılık (F- istatistiği)		0.188456

TARÇH(1,1) modeli $\alpha_1 + \alpha_2$ parametresiyle GARCH modelinin değinmediği olumsuz haberlere verilen tepkiyi ifade eder. TARÇH(1,1) model eşitliği aşağıdaki şekilde gösterilir. Model negatif koşullara 0,11804'lük reaksiyon parametresi ile pozitif haberlere verdiği 0,050364'lük tepkinin 2 katından daha fazla değişimle karşılık vermektedir.

$$r_t = 0,000235 + 0,772663 \text{LDHİZMET}_{t-1} - 0,762955 a_{t-1} + a_t$$

$$\sigma_t^2 = 0,000000819 + 0,11804 a_{t-1}^2 + 0,905471 \sigma_{t-1}^2$$

Modelin yeterliliğini arařtırmak için standardize artıklara iliřkin ACF ve PACF'ler Çizelge 3.54'de yer almıřtır.

Çizelge 3.54. LDHİZMET Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İliřkin ACF ve PACF Deęerleri

Otokorelasyon	Kismi otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.033	0.033	1.8021	
		2	-0.005	-0.006	1.8360	
		3	-0.012	-0.011	2.0637	0.151
		4	0.019	0.020	2.6822	0.262
		5	0.010	0.009	2.8516	0.415
		6	-0.040	-0.041	5.5057	0.239
		7	0.000	0.003	5.5058	0.357
		8	0.008	0.007	5.6037	0.469
		9	0.029	0.027	6.9711	0.432
		10	0.041	0.041	9.7275	0.285
		11	-0.028	-0.030	11.054	0.272
		12	0.006	0.007	11.111	0.349
		13	0.016	0.015	11.519	0.401
		14	0.024	0.021	12.512	0.405
		15	0.026	0.027	13.601	0.403
		16	-0.001	0.001	13.605	0.480
		17	0.002	-0.001	13.614	0.555
		18	-0.026	-0.028	14.748	0.543

$\alpha = %5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için Q istatistięi anlamlı bulunmamıřtır. Artıklar doęrusal baęımlı deęildir veya rasgele daęılırlar řeklindeki sıfır hipotezi kabul edilir. Bu sonucu kesinleřtirmek için standardize artıkların karelerine iliřkin otokorelasyonları incelemek gerekmektedir.

Çizelge 3.55. LDHİZMET Serisinin TARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İliřkin ACF ve PACF Deęerleri

Otokorelasyon	Kismi otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.027	0.027	1.2396	
		2	0.046	0.045	4.7461	
		3	0.004	0.001	4.7670	0.029
		4	0.007	0.004	4.8400	0.089
		5	0.018	0.018	5.3922	0.145
		6	-0.024	-0.025	6.3187	0.177
		7	-0.041	-0.041	9.0526	0.107
		8	-0.001	0.003	9.0538	0.171
		9	-0.042	-0.039	12.024	0.100
		10	0.015	0.017	12.378	0.135
		11	0.000	0.004	12.378	0.193
		12	-0.028	-0.029	13.694	0.187
		13	-0.006	-0.006	13.747	0.247
		14	0.005	0.008	13.789	0.314
		15	-0.023	-0.026	14.705	0.326
		16	-0.001	-0.003	14.708	0.398
		17	-0.050	-0.045	18.848	0.221
		18	-0.019	-0.019	19.437	0.247

Artık karelerinin otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %95 güven sınırı ve 18 serbestlik derecesi için Ki-Kare tablosu değeri 28,8693'den küçük olduğundan doğrusal bağımlılık yoktur. Artıklar beyaz gürültü özelliği gösterdiğinden varyansın doğru modellendiği sonucuna ulaşırız.

Varyansı pozitif tahmin etmek için katsayılarına kısıt getirilmesi gerekmeyen EGARCH(1,1) modelini inceleyelim.

Çizelge 3.56. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Model Sonuçları

Bağımlı değişken : LDHİZMET Metod : ML ARCH Gözlem sayısı : 1642				
Değişken	Katsayı	St. Hata	z - ist	p
C	9.19E-05	0.000500	0.183678	0.8543
AR(1)	0.770790	0.183025	4.211389	0.0000
MA(1)	-0.759976	0.187544	-4.052254	0.0001
Varyans Denklemi				
C	-0.318456	0.041041	-7.759408	0.0000
$ a_{t-1} /[GARCH](1)$	0.192820	0.018092	10.65775	0.0000
$a_{t-1}/[GARCH](1)$	-0.053368	0.010908	-4.892419	0.0000
EGARCH(1)	0.977205	0.004473	218.4823	0.0000
R^2	0.005362	Bağımlı değişkenin ort		0.000136
Düzeltilmiş R^2	0.001712	Bağımlı deę. st. hatası		0.026912
Regresyonun st. hatası	0.026889	Akaike bilgi kriteri		-4.693452
Artık kareler toplamı	1.182117	Schwarz kriteri		-4.670416
Log en çok olabilirlik	3860.324	F- istatistięi		1.468915
Durbin-Watson ist	1.963219	Olasılık (F- istatistięi)		0.185109

-0,053 olarak hesaplanan γ katsayısı volatilité ile getiri arasındaki negatif iliřkiyi göstermektedir. Asimetrik hareket bu katsayı ile modele katılmıřtır. EGARCH(1,1) modeli ařaęıdaki eřitlikle ifade edilir.

$$r_t = 0,0000919 + 0,770790 \text{ LDHİZMET}_{t-1} - 0,759976 a_{t-1} + a_t$$

$$\ln \sigma_t^2 = -0,318456 + 0,977205 \ln \sigma_{t-1}^2 + 0,192820 \left| \frac{a_{t-1}}{\sigma_{t-1}} \right| - 0,053368 \frac{a_{t-1}}{\sigma_{t-1}}$$

Model negatif haberlere $\alpha - \gamma = 0,246188$ 'lik bir deęişimle pozitif haberlere ise $\alpha + \gamma = 0,139452$ 'lik bir deęişimle karşılık vermektedir.

Bir sonraki aşamada EGARCH(1,1) modelinin yeterliliğine model tarafından üretilen artık otokorelasyonlarının istatistiksel olarak anlamlı olup olmadıkları incelenerek karar verilecektir.

Çizelge 3.57. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıklara İlişkin ACF ve PACF Deęerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.027	0.027	1.2146	
		2	-0.005	-0.006	1.2577	
		3	-0.011	-0.011	1.4695	0.225
		4	0.019	0.020	2.0740	0.355
		5	0.015	0.014	2.4422	0.486
		6	-0.038	-0.038	4.7677	0.312
		7	-0.002	0.001	4.7717	0.444
		8	0.006	0.006	4.8310	0.566
		9	0.024	0.022	5.7555	0.569
		10	0.046	0.046	9.2717	0.320
		11	-0.028	-0.029	10.565	0.307
		12	0.007	0.008	10.650	0.385
		13	0.014	0.013	10.969	0.446
		14	0.021	0.018	11.685	0.471
		15	0.026	0.027	12.785	0.465
		16	-0.002	0.001	12.794	0.543
		17	0.001	-0.002	12.795	0.618
		18	-0.029	-0.030	14.181	0.585

$\alpha = \%5$ anlamlılık düzeyi ve 18 serbestlik derecesi için Q istatistięi anlamlı bulunmamıştır. Artıklar rasgele dağılmaktadır, doğrusal baęımlılıkları yoktur. Bu bulguyu desteklemek için standardize artıkların karelerine ilişkin otokorelasyonları incelemek gerekmektedir.

Çizelge 3.58. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Standardize Artıkların Karelerine İlişkin ACF ve PACF Değerleri

Otokorelasyon	Kismi Otokorelasyon	AC	PAC	Q ist	p	
		1	0.046	0.046	3.4679	
		2	0.057	0.055	8.7775	
		3	0.007	0.002	8.8586	0.003
		4	0.013	0.010	9.1394	0.010
		5	0.024	0.023	10.088	0.018
		6	-0.029	-0.032	11.437	0.022
		7	-0.038	-0.038	13.764	0.017
		8	-0.002	0.005	13.770	0.032
		9	-0.040	-0.036	16.369	0.022
		10	0.040	0.044	19.038	0.015
		11	0.005	0.007	19.072	0.025
		12	-0.026	-0.030	20.156	0.028
		13	-0.001	-0.001	20.159	0.043
		14	0.003	0.006	20.177	0.064
		15	-0.023	-0.028	21.050	0.072
		16	-0.004	-0.002	21.072	0.100
		17	-0.052	-0.045	25.636	0.042
		18	-0.015	-0.013	26.004	0.054

Artık karelerinin otokorelasyonları için hesaplanan Q istatistiği %95 güven sınırı ve 18 serbestlik derecesi için anlamsız olduğundan doğrusal bağımlılık yoktur. Artıklar beyaz gürültü özelliği gösterdiğinden varyansın doğru modellendiği sonucuna ulaşırız.

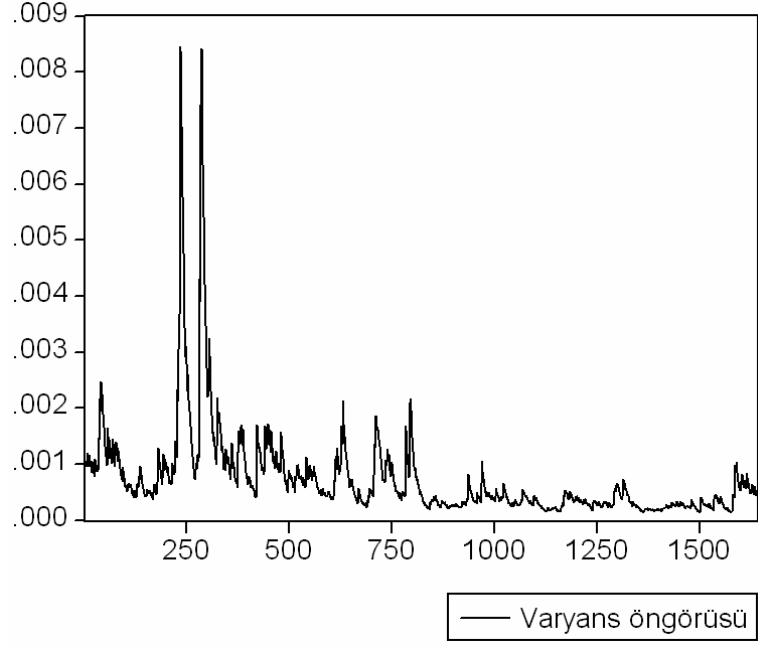
Hizmet endeksinin getiri serisine uyguladığımız bu dört modelin parametrelerini bir arada Çizelge 3.59’da görmekteyiz.

Çizelge 3.59. LDHİZMET Serisinin Kurulan Modellere Ait Parametreleri

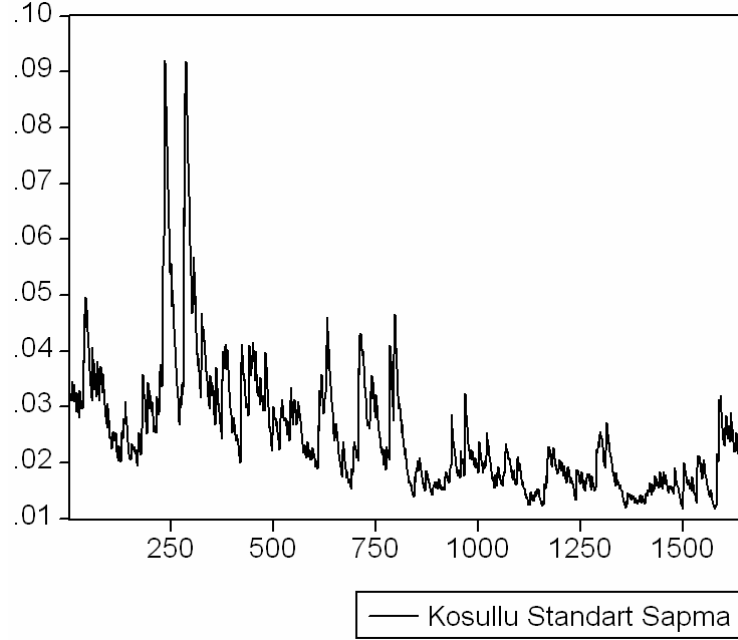
MODEL	α_0	α_1	α_2	$\alpha_1 + \alpha_2$	β_1	β_2	γ_1	L-B Q ist	P(F ist)
GARCH(1,1)	8.27E-06	0,071			0.894 2			15,349	0,1537
GARCH(2,2)	1.53E-05	0,0926	0,085 7		0,066 6	0,739 0			0,3273
TARCH(1,1)	8.19E-06			0,1180	0,905 7			14,748	0,1884
EGARCH(1,1)	- 0.318456	0,192 8			0,977 2		- 0,0533	14,181	0,1851

Her bir modele ait varyans öngörürleri ve koşullu standart sapma grafiklerini içeren şekiller aşağıda verilmiştir. 2001 krizindeki şokta büyük bir ortalamadan sapma

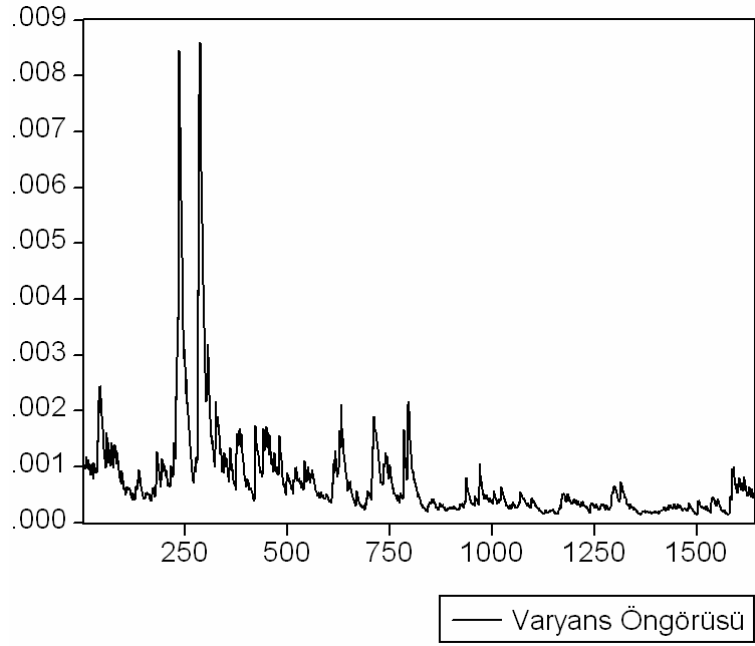
görülmektedir. Ardından gelen daha küçük şoklarla devam eden bu dalgalanma 2003 yılının ikinci yarısından itibaren oldukça azalmıştır.



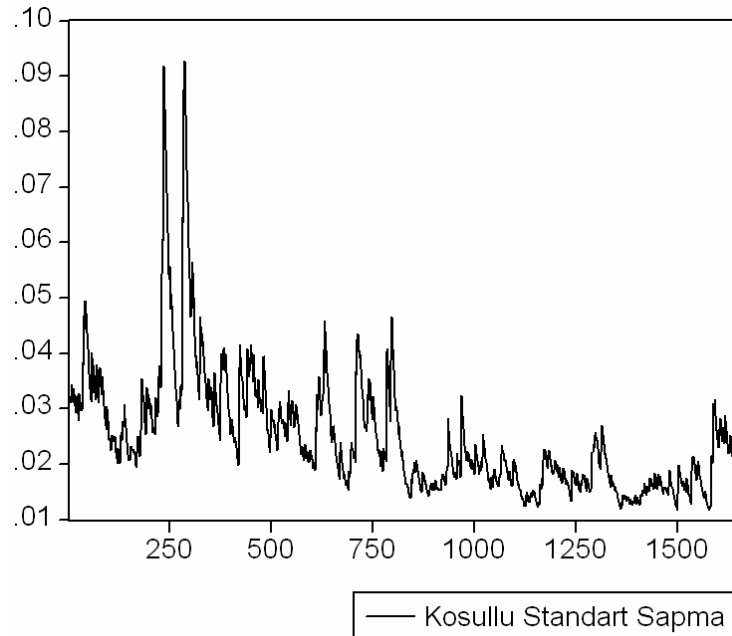
Şekil 3.20. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



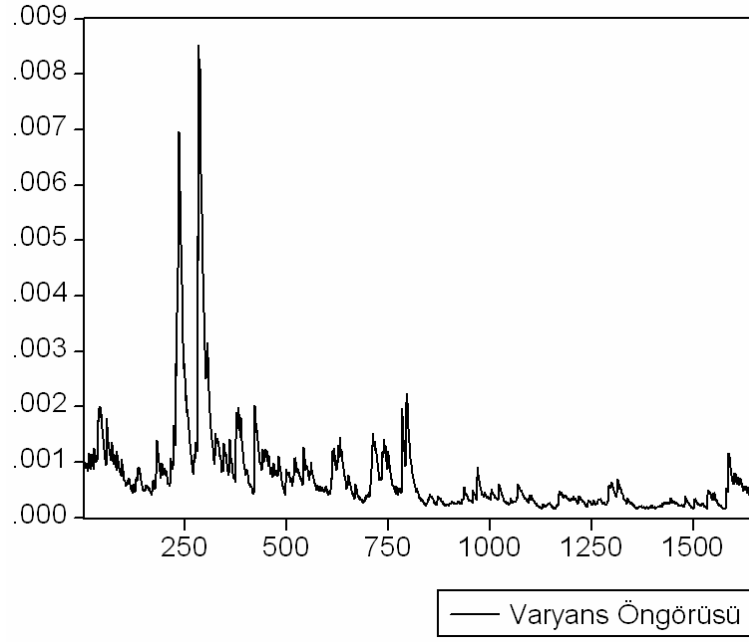
Şekil 3.21. LDHİZMET Serisinin GARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması



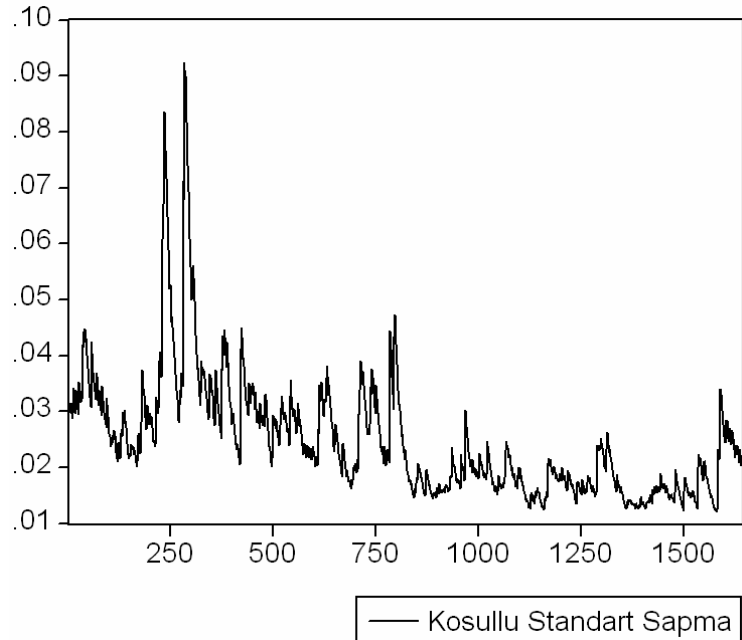
Şekil 3.22. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Varyans Öngörüsü



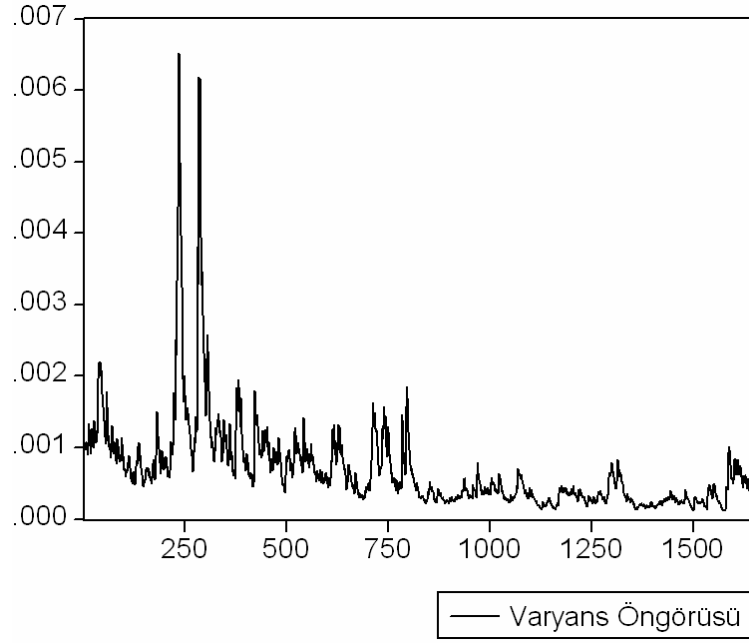
Şekil 3.23. LDHİZMET Serisinin GARCH(2,2) Modelinin Koşullu Standart Sapması



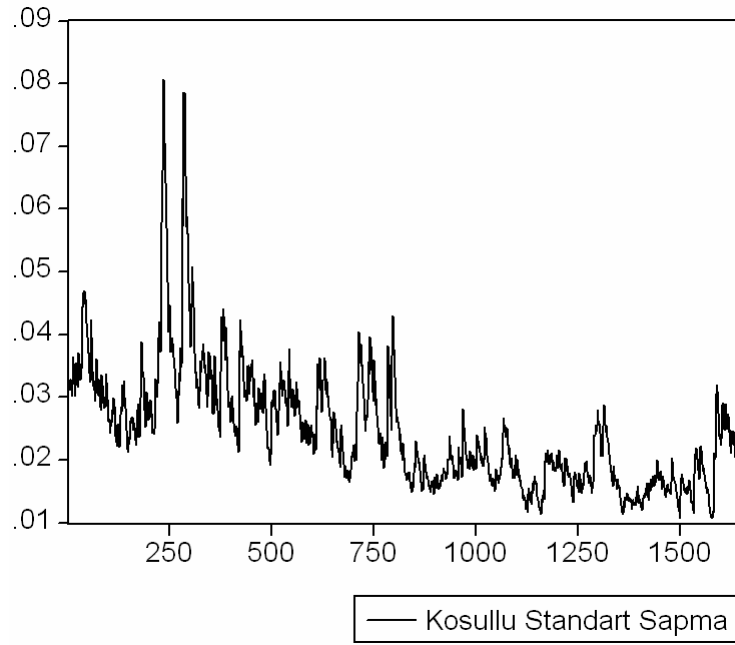
Şekil 3.24. LDHİZMET Serisinin TAR(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



Şekil 3.25. LDHİZMET Serisinin TAR(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması



Şekil 3.26. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Varyans Öngörüsü



Şekil 3.27. LDHİZMET Serisinin EGARCH(1,1) Modelinin Koşullu Standart Sapması

Çizelge 3.60. LDHİZMET Serisinin Kurulan Modellere Ait 10 Günlük Öngörülere

ÖNGÖRÜ	GARCH(1,1)	GARCH(2,2)	TARCH(1,1)	EGARCH(1,1)
$\sigma_{1645}^2 (1)$	0,000436576	0,000472469	0,000429876	0,000398645
$\sigma_{1646}^2 (2)$	0,000441114	0,000480288	0,000448173	0,000394338
$\sigma_{1647h}^2 (3)$	0,000445613	0,000487983	0,0004669	0,000390077
$\sigma_{1648}^2 (4)$	0,000450073	0,000495557	0,000486067	0,000385863
$\sigma_{1649}^2 (5)$	0,000454496	0,000503011	0,000505685	0,000381694
$\sigma_{1650}^2 (6)$	0,00045888	0,000510347	0,000525764	0,00037757
$\sigma_{1651}^2 (7)$	0,000463227	0,000517567	0,000546316	0,00037349
$\sigma_{1652}^2 (8)$	0,000467537	0,000524672	0,00056735	0,000369455
$\sigma_{1653}^2 (9)$	0,00047181	0,000531665	0,000588879	0,000365463
$\sigma_{1654}^2 (10)$	0,000476047	0,000538547	0,000610914	0,000361514

İleriye yönelik öngörülerde beklenen varyans değişimleri Çizelge 3.60'da sunulmuştur. Özellikle GARCH(2,2) ve TARCH(1,1) modellerinde daha yüksek risk öngörülere hesaplandığı görülmüştür.

SONUÇ VE TARTIŞMA

Bu çalışmada ağırlıklı olarak yüksek frekanslı finansal verilerdeki zamana bağlı değişkenliği bir başka deyişle volatilitiyi analiz etmek için kullanılan koşullu değişen varyans modelleri üzerinde durulmuştur.

Ancak volatilitenin ölçülmesi ve tahminlenmesinden önce zaman serisinin tanımlanması ve ana kısmı ya da ortalamasının uyum sağladığı doğrusal modeli belirleyebilmek için gereksinim duyulan temel kavramlara ve zaman serisi süreçlerine çalışmanın birinci bölümünde yer verilmiştir. Durağanlık ve özellikle finansal ve ekonomik zaman serilerinde görülen durağan olmama ayırımına gidilerek, bu amaçla kullanılan önemli göstergeler ve birim kök testlerine de değinilmiştir. Zaman serilerinin ortalamasını modellemekte kullanılan ARIMA modeller ailesinin de tanıtıldığı bu bölümün içinde, öngörü aşamasına gelindiğinde alternatif modeller arasından en uygun olanının seçiminde yararlanılan birtakım önemli başarı ölçütleri de incelenmiştir.

Çalışmanın asıl konusu olan, zaman serilerinde risk etkisinin temsilcisi “koşullu değişen varyans modelleri” ise ikinci bölümde ele alınmıştır. Literatürde yer bulan çeşitli koşullu değişen varyans modellerinin tanıtıldığı bu bölümde, hem modellerin tüm özellikleri verilmiş hem de birbirlerine göre zayıf ve güçlü yönleri karşılaştırmalı olarak incelenmiştir. Söz konusu modellerde gecikme derecesinin belirlenmesi, parametrelerin tahmini, modelin geçerliliğinin ya da doğruluğunun sınanması için başvurulan kontrol araçlarının neler olduğuna da açıklık getirilmiştir.

Çalışmanın uygulama bölümünde İstanbul Menkul Kıymetler Borsası-100 endeksinin günlük kapanış değerlerinin yanı sıra özellikle mali ve hizmet sektörlerinde faaliyet gösteren şirketlerin getiri volatilitelerini karşılaştırabilmek amacıyla Mali Endeks ve Hizmet Endeksi verileri de kullanılmıştır. Volatilité ölçümünden önce metodoloji gereği anılan endekslerin ortalamalarının modellenmesi üzerinde durulmuş ve alternatif modeller denenmiştir. Bunlar arasından İMKB 100

için istatistiksel olarak anlamlı bulunan ARIMA(4,1,4) modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Mali endeks için yine aynı gecikmelerde anlamlı katsayılara ulaştığımız ARIMA(4,1,4) ile ifade edilen karma bir model ve hizmet endeksinin ana kısmının açıklanmasında ise en iyi model ARIMA(1,1,1) olarak bulunmuştur.

Sermaye piyasasındaki volatilité ölçümüne odaklandığımız uygulamada, İMKB100, Mali ve Hizmet endekslerinin günlük yüzdesel değişimleri esas alınmıştır. Değişkenlerin tümünde getiri volatilitésinin yıllar içersinde (özellikle 2001 yılından sonra) azalma eğilimine girdiği gözlenmiştir. Bu saptama, fiyat dalgalanmalarında sertliğin giderek azaldığı şeklinde yorumlanabilir.

İMKB100 endeksinde risk etkisinin tanımlanması adına dört farklı model kurulmuş olup, modellerin tümünün endekste ki dalgalanmalara benzer tepkiler verdiği görülmüştür. Özellikle Şubat 2001 krizindeki yüksek getiri volatilitésini tüm modeller tarafından ortaya konmuştur.

Mali endeksin getiri volatilitésini için iki alternatif model kurulmuş olup, bunlardan TAR(1,1) modelinin diğerlerinden daha yüksek bir risk etkisi öngördüğü sonucuna ulaşılmıştır. Hizmet endeksinin getiri serisi çalışmada dört adet modele uymaktadır. Bunlar GARCH(2,2) ve TAR(1,1) modelleridir.

En uygun modelin belirlenmesi aşamasında standartlaştırılmış artıklar kullanılmıştır. Yapılan tahmin sonuçlarından, kullanılan tanımsal yöntemlerden hiçbirinin modeller arasında tercih yapma olanağı tanımadığı belirlenmiştir. Bu nedenle istatistiksel olarak anlamlı olan tüm modellerce 10 günlük öngörüler elde edilerek, sonuçlar topluca verilen bir tabloda özetlenmiştir.

KAYNAKLAR

Ağcaer A, *Dalgalı Kur Rejiminin Altında Merkez Bankası Müdahalelerinin Etkinliği: Türkiye Üzerine Bir Çalışma*, TCMB Piyasalar Genel Müdürlüğü ,2003, pg.44-47

Akgül I, *Geleneksel Zaman Serisi Yöntemleri*, İstanbul: DER Yayınları, 2003

Akgül I, *Zaman Serilerinin Analizi ve Arima Modelleri*, İstanbul: DER Yayınları, 2003

Aysoy C - Balaban E - Kogar Ç İzgi - Özcan C, *Daily Volatility in the Turkish Foreign Exchange Market*
(<http://www.tcmb.gov.tr/yeni/evds/teblig/96/9625.html>)

Akyazı H – Artan S, *Türkiye’de Enflasyon – Enflasyon Belirsizliği İlişkisi ve Enflasyon Hedeflemesinin Enflasyon Belirsizliğini Azaltmadaki Rolü*, Bankacılar Dergisi, 48, 2004

Bolgün E – Akçay B, *Finansal Türevlerde Kullanıcı Kaynaklı Model Seçiminin Bilgi Asimetrisi Yoluyla Fiyatlama Süreçlerine Etkisi*
(<http://www.ceterisparibus.net>)

Bollerslev Tim, *Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity*, Journal of Econometrics, 31, 1986, pg. 307

Brooks C, *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Pres, Cambridge, UK, 2002

C.W.J.Granger ve P.Newbold, *Forecasting Economic Time Series*, London: Academic Press,1977

Chatfield C, *The Analysis of Time Series: An Introduction*, Second Edit, New York: Chapman and Hall, 1980

Enders W, *Applied Econometric Time Series*, Hoboken, NJ:J.Wiley, c2004

Engle Robert F, *Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation*, *Econometrics*, 50, 1982, pg. 987

Franses P.H, *Time Series Models for Business and Economic Forecasting*, Cambridge University Pres, 1998

Halaç U, *Türkiye’de Para Dolanım Hızının İstikrarı : 1987-2001*, Gazi Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, v(5) 1, pg.85-102

Harris R, *Applied Time Series Modelling and Forecasting*, Chichester, England, 2003

Harvey A. C., *Time Series Models*, Second Edit, New York: Harvester Wheatsheaf, 1993

Kutlar A, *Ekonometrik Zaman Serileri*, Ankara:Gazi Kitabevi, 2000

Maddala G.S ve I.M Kim, *Unit Root Cointegration and Structural Change*, Cambridge: Cambridge University Pres, 1998

Mazıbaşı M, *İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile bir Uygulama*, Ankara, pg. 4-9

Orhunbilge N, *Zaman Serileri Analizi Tahmin ve Fiyat İndeksleri*, İstanbul,1999

Pindyck R.S ve Rubinfeld D.L, *Economic Models and Economic Forecast*, Third Edit, McGraw-Hill International Edit, 1991

Saltoğlu B, *Risk Yazılım Teknolojileri*,2004
(<http://econ.boun.edu.tr/courses/econfin/view.pdf>)

Sevüktekin M ve Nargeleçekenler M, *Zaman Serileri Analizi*, Ankara:Nobel Yayın Dağıtım, 2005

Telatar E – Binay H.Soner, *İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi*, Ankara, pg. 115-120
(<http://idari.cu.edu.tr/sempozyum/bil6.htm>)

Tsay S.Ruey, *Analysis of Financial Time Series*, Chicago: John Wiley&Sons, Inc, 2002

Yaman K - Sarucan A - Atak M - Aktürk N, *Dinamik Çizelgeleme için Görüntü İşleme ve ARIMA Modelleri Yardımıyla Veri Hazırlama*, Gazi Üniversitesi Müh. Mim. Fak. Dergisi, Cilt 16, No 1, 19-40, 2001

Yurtoğlu H, *Yapay Sinir Ağları Metodolojisi ile Öngörü Modellemesi: Bazı Makroekonomik Değişkenler için Türkiye Örneği*, DPT Uzmanlık Tezleri, Yayı No: DPT 2683, s.75-76, 2005

Yücel F – Yanar R, *Türkiye’de Cari İşlem Açıkları Sürdürülebilir mi? Zaman Serileri Perspektifinden bir Bakış*, Ç.Ü. Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 14, Sayı2, 2005

EK - VERİ SETİ

TARİH	SEANS	İMKB100	MALİ	HİZMET
04.01.2000	2	17512.19	24442.66	15118.81
05.01.2000	2	16932.00	23062.22	15258.02
06.01.2000	2	16200.02	21231.79	16282.07
07.01.2000	1	15837.36	20841.89	16230.78
11.01.2000	2	16347.39	21573.03	17191.54
12.01.2000	2	16933.59	22186.84	17737.50
13.01.2000	2	18138.20	23822.04	19034.73
14.01.2000	2	19110.30	25080.20	19560.94
17.01.2000	2	18458.25	24141.06	19334.91
18.01.2000	2	19577.27	26056.64	19851.06
19.01.2000	2	18414.00	24580.56	19191.43
20.01.2000	2	18030.76	23970.83	18922.55
21.01.2000	2	17257.96	22982.88	17971.27
24.01.2000	2	17663.58	24019.52	17826.12
25.01.2000	2	17218.73	23173.35	17698.22
26.01.2000	2	18014.37	24372.40	18322.03
27.01.2000	2	18098.64	24474.09	18290.09
28.01.2000	2	18172.32	24670.37	17858.72
31.01.2000	2	16714.95	22488.90	16934.84
01.02.2000	2	16342.23	22001.54	16507.17
02.02.2000	2	16040.49	21675.82	16244.28
03.02.2000	2	16096.86	21663.68	16422.35
04.02.2000	2	16870.62	22678.68	16908.12
07.02.2000	2	16377.87	22081.72	16499.10
08.02.2000	2	16050.29	21643.59	16252.76
09.02.2000	2	15433.40	20733.34	15276.25
10.02.2000	2	15829.58	21269.11	15290.32
11.02.2000	2	15598.19	21003.12	15002.11
14.02.2000	2	15237.40	20635.65	14471.35
15.02.2000	2	15859.28	21486.32	14940.09
16.02.2000	2	15833.74	21435.82	14826.12
17.02.2000	2	15341.54	20867.49	14367.18
18.02.2000	2	15363.59	20945.47	13969.39
21.02.2000	2	14569.00	19877.83	13158.30
22.02.2000	2	13994.19	19263.88	12300.23
23.02.2000	2	13447.08	18518.24	11909.40
24.02.2000	2	14652.08	20095.49	12940.45
25.02.2000	2	15618.18	21390.90	13812.86
28.02.2000	2	15315.29	21074.81	13380.03
29.02.2000	2	15945.93	21856.06	13857.15
01.03.2000	2	17199.25	23653.27	15103.48
02.03.2000	2	16939.68	23003.48	15800.54
03.03.2000	2	16783.53	22763.10	15322.52
06.03.2000	2	16563.36	22606.96	14876.01
07.03.2000	2	17223.19	23504.85	15554.75
08.03.2000	2	17344.16	23751.64	15400.45

09.03.2000	2	18314.72	25151.24	15891.88
10.03.2000	2	17841.25	24393.20	15559.04
20.03.2000	2	17443.92	23777.57	15230.18
21.03.2000	2	17545.57	23964.61	15055.67
22.03.2000	2	16823.26	22889.23	14657.25
23.03.2000	2	17439.05	23901.48	14894.55
24.03.2000	2	17669.19	24219.80	15216.27
27.03.2000	2	17612.22	24034.54	15488.21
28.03.2000	2	17277.23	23588.94	15147.23
29.03.2000	2	16951.35	23201.78	14776.46
30.03.2000	2	15686.08	21456.25	13522.60
31.03.2000	2	15920.10	21813.72	13690.36
03.04.2000	2	15760.80	21444.41	13660.70
04.04.2000	2	16216.02	22109.76	13615.11
05.04.2000	2	15863.39	21634.88	13536.07
06.04.2000	2	16916.72	23028.57	14474.94
07.04.2000	2	16900.84	22854.01	14590.33
10.04.2000	2	16855.32	22969.27	14215.73
11.04.2000	2	16558.71	22619.06	14073.96
12.04.2000	2	16902.82	23285.27	14002.27
13.04.2000	2	17746.34	24249.94	14885.80
14.04.2000	2	18367.31	24891.42	15489.37
17.04.2000	2	17245.54	23236.22	14689.93
18.04.2000	2	16708.94	22430.55	14322.75
19.04.2000	2	16809.37	22535.70	14184.77
20.04.2000	2	16938.84	22725.60	14295.45
21.04.2000	2	16985.87	22697.57	14513.10
24.04.2000	2	17002.13	22746.89	14263.08
25.04.2000	2	17955.70	23968.19	15312.25
26.04.2000	2	18582.02	24855.53	15822.99
27.04.2000	2	18470.06	24741.05	15806.77
28.04.2000	2	19205.71	25733.98	16761.79
01.05.2000	2	19059.41	25507.14	17043.84
02.05.2000	2	19406.02	26258.80	17167.35
03.05.2000	2	19092.13	25837.22	16950.40
04.05.2000	2	18027.86	24353.09	15994.53
05.05.2000	2	18086.12	24240.09	16486.31
08.05.2000	2	17344.82	23173.74	16082.74
09.05.2000	2	17973.99	24155.09	16383.88
10.05.2000	2	17777.13	23949.43	16100.20
11.05.2000	2	17896.70	24109.69	16110.86
12.05.2000	2	17557.46	23651.02	15914.96
15.05.2000	2	17013.03	22995.74	15423.58
16.05.2000	2	17492.53	23754.23	15602.46
17.05.2000	2	16925.31	23012.24	15307.57
18.05.2000	2	16449.27	22279.03	14999.36
22.05.2000	2	16241.29	21991.43	14748.82
23.05.2000	2	15583.92	21132.96	13936.72
24.05.2000	2	15819.80	21435.72	14220.08

25.05.2000	2	16329.19	22237.87	14481.64
26.05.2000	2	15922.27	21695.87	14347.05
29.05.2000	2	15884.12	21573.99	14251.20
30.05.2000	2	15769.47	21423.18	14101.03
31.05.2000	2	16206.42	22100.13	14297.85
01.06.2000	2	16770.16	22954.14	14663.44
02.06.2000	2	16520.05	22634.35	14371.25
05.06.2000	2	16629.05	22806.33	14543.56
06.06.2000	2	16719.50	22921.10	14445.57
07.06.2000	2	16192.37	22085.94	14137.73
08.06.2000	2	16662.95	22644.73	14767.52
09.06.2000	2	16461.32	22198.18	14591.60
12.06.2000	2	15902.91	21345.92	14130.85
13.06.2000	2	15613.66	20777.01	13982.25
14.06.2000	2	15183.92	20186.35	13649.87
15.06.2000	2	14966.02	19852.12	13420.12
16.06.2000	2	14351.40	18971.90	12968.03
19.06.2000	2	14543.90	19288.91	12855.65
20.06.2000	2	14748.22	19505.08	13288.79
21.06.2000	2	14659.26	19319.70	13237.53
22.06.2000	2	14885.15	19720.71	13313.63
23.06.2000	2	14930.88	19942.56	13275.55
26.06.2000	2	14632.86	19402.81	13435.93
27.06.2000	2	14663.49	19482.42	13250.75
28.06.2000	2	14790.19	19747.11	13416.80
29.06.2000	2	14404.95	19137.16	12906.03
30.06.2000	2	14466.12	19348.60	12929.68
03.07.2000	2	14348.44	19163.89	12557.33
04.07.2000	2	14200.89	18930.56	12774.40
05.07.2000	2	14638.28	19470.26	12892.33
06.07.2000	2	14180.32	18810.76	12727.17
07.07.2000	2	14343.87	19144.53	12710.12
10.07.2000	2	14868.62	19853.25	13171.19
11.07.2000	2	14061.19	18684.21	12607.01
12.07.2000	2	13857.72	18349.82	12254.14
13.07.2000	2	13394.10	17611.97	12045.41
14.07.2000	2	13521.81	17860.89	11897.62
17.07.2000	2	12801.78	16880.27	11316.08
18.07.2000	2	12736.96	16930.86	11481.70
19.07.2000	2	13238.66	17601.15	11796.52
20.07.2000	2	12923.43	17242.49	11439.30
21.07.2000	2	13601.46	18263.45	12066.09
24.07.2000	2	13719.88	18499.37	12077.09
25.07.2000	2	13875.62	18716.22	11991.96
26.07.2000	2	13698.67	18483.77	11669.01
27.07.2000	2	13713.50	18491.87	11597.29
28.07.2000	2	14130.21	19129.28	11715.48
31.07.2000	2	13870.23	18710.76	11608.87
01.08.2000	2	14100.26	18997.14	11759.52

02.08.2000	2	14104.49	19022.40	11747.08
03.08.2000	2	14036.77	18883.58	11735.66
04.08.2000	2	13789.00	18541.93	11634.51
07.08.2000	2	13464.74	18138.95	11349.25
08.08.2000	2	13233.08	17803.54	11236.34
09.08.2000	2	12903.70	17303.15	10974.29
10.08.2000	2	12945.09	17303.49	10851.25
11.08.2000	2	13304.00	17944.00	11239.97
14.08.2000	2	13586.09	18414.26	11098.08
15.08.2000	2	12990.07	17546.34	10736.77
16.08.2000	2	12972.84	17507.98	10567.56
17.08.2000	2	12961.42	17488.60	10341.47
18.08.2000	2	13196.91	17812.73	10505.00
21.08.2000	2	12776.02	17179.11	10256.59
22.08.2000	2	12711.87	17135.80	10130.91
23.08.2000	2	13185.83	17836.08	10443.35
24.08.2000	2	13158.73	17790.79	10416.12
25.08.2000	2	13051.52	17625.66	10170.27
28.08.2000	2	12960.69	17578.66	10062.55
29.08.2000	2	13308.02	18153.39	10183.57
31.08.2000	2	13132.06	17924.05	10009.66
01.09.2000	2	13070.15	17790.46	10085.67
04.09.2000	2	13192.70	17970.25	10207.21
05.09.2000	2	13233.46	18032.61	10633.47
06.09.2000	2	13039.63	17761.82	10475.80
07.09.2000	2	12297.44	16718.78	10014.08
08.09.2000	2	12172.45	16606.15	9874.15
11.09.2000	2	11562.80	15589.85	9594.60
12.09.2000	2	11630.88	15653.70	9756.03
13.09.2000	2	11769.59	15876.53	9703.93
14.09.2000	2	11498.92	15459.14	9614.04
15.09.2000	2	11466.21	15420.05	9612.45
18.09.2000	2	10862.21	14570.22	9204.43
19.09.2000	2	10378.43	13793.86	8877.69
20.09.2000	2	11190.70	15015.54	9356.98
21.09.2000	2	11320.78	15318.16	9112.68
22.09.2000	2	11100.27	15050.32	8484.79
25.09.2000	2	11514.87	15617.71	8537.08
26.09.2000	2	11360.45	15330.71	8511.41
27.09.2000	2	11294.62	15247.42	8281.24
28.09.2000	2	11293.28	15223.72	8506.24
29.09.2000	2	11350.30	15332.61	8620.02
02.10.2000	2	11411.53	15441.48	8679.46
03.10.2000	2	11567.43	15758.98	8623.12
04.10.2000	2	11694.39	15870.69	8726.64
05.10.2000	2	11744.98	15934.83	8795.98
06.10.2000	2	12460.18	16997.02	9192.02
09.10.2000	2	12070.97	16379.01	8942.09
10.10.2000	2	13009.39	17685.37	9602.59

11.10.2000	2	12874.09	17565.41	9565.80
12.10.2000	2	13145.09	17967.18	9565.21
13.10.2000	2	13015.35	17823.70	9442.54
16.10.2000	2	13900.56	19196.57	9973.45
17.10.2000	2	13764.46	18858.14	10016.35
18.10.2000	2	13521.96	18529.56	9649.97
19.10.2000	2	13534.53	18578.65	9523.86
20.10.2000	2	13581.38	18542.90	9576.14
23.10.2000	2	13205.36	18018.99	9250.37
24.10.2000	2	13603.09	18587.00	9630.86
25.10.2000	2	13361.10	18187.95	9487.08
26.10.2000	2	13354.29	18252.22	9450.73
27.10.2000	2	13227.84	18061.07	9360.04
30.10.2000	2	13347.24	18239.82	9578.36
31.10.2000	2	13538.44	18567.51	9590.19
01.11.2000	2	14079.07	19277.75	9932.26
02.11.2000	2	14516.18	20046.25	10196.61
03.11.2000	2	14802.95	20197.90	10370.78
06.11.2000	2	14369.45	19540.97	10154.65
07.11.2000	2	14215.33	19330.05	9917.49
08.11.2000	2	13581.34	18469.84	9286.09
09.11.2000	2	13740.15	18570.04	9574.94
10.11.2000	2	13801.05	18602.78	9648.39
13.11.2000	2	13269.38	17846.36	9291.83
14.11.2000	2	13299.10	17990.30	9200.67
15.11.2000	2	13526.50	18398.58	9351.50
16.11.2000	2	13183.07	17962.75	8993.04
17.11.2000	2	12831.55	17444.52	8815.44
20.11.2000	2	11916.85	16176.17	8179.93
21.11.2000	2	11313.97	15304.69	7790.61
22.11.2000	2	11554.45	15679.78	8089.49
23.11.2000	2	11186.85	15056.78	7958.07
24.11.2000	2	10808.54	14482.89	7741.37
27.11.2000	2	10596.50	14130.96	7667.55
28.11.2000	2	9641.68	12847.70	6826.83
29.11.2000	2	9512.51	12609.31	6685.99
30.11.2000	2	8747.68	11672.25	5995.94
01.12.2000	2	7977.83	10561.27	5449.19
04.12.2000	2	7329.61	9857.40	5087.58
05.12.2000	2	8755.29	11737.34	6050.43
06.12.2000	2	10387.38	13919.20	7182.11
07.12.2000	2	9364.17	12674.36	6565.55
08.12.2000	2	9799.48	13329.50	6943.28
11.12.2000	2	9753.63	13343.27	7110.89
12.12.2000	2	9626.87	13225.66	7091.11
13.12.2000	2	9010.50	12326.57	6757.83
14.12.2000	2	9500.43	12929.12	7272.02
15.12.2000	2	9422.71	12831.20	7220.91
18.12.2000	2	9172.94	12591.05	6975.18

19.12.2000	2	9346.52	12915.96	6911.24
20.12.2000	2	9185.45	12596.76	6920.50
21.12.2000	2	9200.59	12595.27	6921.72
22.12.2000	2	9437.21	12837.92	7224.01
02.01.2001	2	9467.07	12892.55	7176.82
03.01.2001	2	9137.44	12472.73	6820.30
04.01.2001	2	10198.15	14077.41	7336.40
05.01.2001	2	10007.3	13725.25	7418.10
08.01.2001	2	10560.43	14590.97	7574.88
09.01.2001	2	10861.05	15023.16	7700.05
10.01.2001	2	11539.99	16032.48	8295.21
11.01.2001	2	11264.89	15569.36	8172.61
12.01.2001	2	10964.89	15221.73	8020.16
15.01.2001	2	10425.63	14483.35	7685.36
16.01.2001	2	10505.11	14665.95	7529.81
17.01.2001	2	10944.75	15313.70	7746.40
18.01.2001	2	10927.92	15443.49	7608.77
19.01.2001	2	11400.70	16116.39	7799.38
22.01.2001	2	11093.73	15702.58	7560.67
23.01.2001	2	10882.97	15407.62	7464.94
24.01.2001	2	10884.58	15572.19	7372.01
25.01.2001	2	10980.43	15824.65	7457.14
26.01.2001	2	10742.79	15335.80	7402.01
29.01.2001	2	10607.66	15264.48	7211.95
30.01.2001	2	10421.07	14964.33	7122.41
31.01.2001	2	10685.07	15406.19	7128.39
01.02.2001	2	10638.23	15305.54	7107.47
02.02.2001	2	10546.66	15192.38	6964.41
05.02.2001	2	9952.59	14322.89	6618.37
06.02.2001	2	10187.21	14661.15	6798.12
07.02.2001	2	9724.09	13962.09	6490.12
08.02.2001	2	9658.90	13835.17	6412.25
09.02.2001	2	9545.86	13663.33	6232.06
12.02.2001	2	9075.33	13016.05	5882.22
13.02.2001	2	9385.06	13524.49	5879.72
14.02.2001	2	9971.69	14342.44	6180.53
15.02.2001	2	9763.90	14190.72	5983.69
16.02.2001	2	10169.5	14719.04	6147.10
19.02.2001	2	8683.01	12620.02	5116.58
20.02.2001	2	8768.52	12775.14	5207.59
21.02.2001	2	7180.60	10371.68	4295.46
22.02.2001	2	7890.40	11092.74	4763.15
23.02.2001	2	8344.94	11341.50	5358.11
26.02.2001	2	8880.33	12246.82	6011.25
27.02.2001	2	8665.88	11755.82	6104.06
28.02.2001	2	8791.60	11922.63	6134.93
01.03.2001	2	9406.65	12864.12	6491.08
02.03.2001	2	9513.77	12921.73	6516.01
12.03.2001	2	8647.01	11591.99	6159.80

13.03.2001	2	8484.46	11362.06	6029.14
14.03.2001	2	8150.78	10904.73	5769.77
15.03.2001	2	8525.40	11436.51	5968.93
16.03.2001	2	8763.42	11739.64	6077.58
19.03.2001	2	8522.41	11401.94	5941.38
20.03.2001	2	8860.57	11913.30	6027.15
21.03.2001	2	8629.21	11613.29	5891.90
22.03.2001	2	8402.85	11324.10	5664.82
23.03.2001	2	8365.64	11241.28	5680.29
26.03.2001	2	8331.29	11213.01	5691.47
27.03.2001	2	7959.69	10794.51	5341.40
28.03.2001	2	7614.78	10271.08	5109.01
29.03.2001	2	7159.66	9630.53	4830.81
30.03.2001	2	8022.72	10827.58	5369.60
02.04.2001	2	7855.67	10640.59	5266.46
03.04.2001	2	7806.12	10613.49	5187.83
04.04.2001	2	8117.75	11102.51	5364.65
05.04.2001	2	8457.15	11615.43	5514.00
06.04.2001	2	8236.80	11275.32	5492.11
09.04.2001	2	8359.55	11428.91	5571.30
10.04.2001	2	8312.17	11482.54	5471.66
11.04.2001	2	8657.84	11976.63	5517.19
12.04.2001	2	9026.32	12488.80	5749.68
13.04.2001	2	8940.25	12378.60	5737.91
16.04.2001	2	9378.99	12935.21	6027.60
17.04.2001	2	9057.84	12406.89	5884.71
18.04.2001	2	9069.85	12419.04	6025.55
19.04.2001	2	9448.61	12951.51	6158.43
20.04.2001	2	9658.35	13194.11	6190.89
24.04.2001	2	10131.10	13843.31	6386.08
25.04.2001	2	10113.01	13967.42	6290.59
26.04.2001	2	10890.07	15067.84	6724.43
27.04.2001	2	12363.01	17310.94	7450.34
30.04.2001	2	12367.36	17200.52	7583.87
01.05.2001	2	12093.41	16961.69	7319.98
02.05.2001	2	12008.54	16816.36	7241.05
03.05.2001	2	12829.84	18117.85	7709.95
04.05.2001	2	12529.69	17659.54	7475.94
07.05.2001	2	12203.45	17225.74	7264.15
08.05.2001	2	12727.95	18083.93	7598.08
09.05.2001	2	12276.33	17405.65	7342.83
10.05.2001	2	12143.29	17194.66	7232.39
11.05.2001	2	11779.31	16708.75	7057.43
14.05.2001	2	11896.35	16845.19	7010.46
15.05.2001	2	11572.45	16446.24	6839.92
16.05.2001	2	12298.73	17572.72	7157.71
17.05.2001	2	12373.47	17767.57	7067.61
18.05.2001	2	12738.55	18359.90	7201.12
21.05.2001	2	12607.24	18188.79	7161.77

22.05.2001	2	12643.75	18283.48	7186.47
23.05.2001	2	12052.38	17348.85	6968.81
24.05.2001	2	11616.58	16624.67	6765.25
25.05.2001	2	11967.96	17163.93	6926.38
28.05.2001	2	11230.62	16073.71	6462.92
29.05.2001	2	11060.95	15763.54	6430.18
30.05.2001	2	10687.10	15250.21	6175.23
31.05.2001	2	10879.83	15729.30	6153.83
01.06.2001	2	11270.98	16398.20	6296.00
04.06.2001	2	11760.99	17239.84	6609.44
05.06.2001	2	11296.73	16494.59	6432.20
06.06.2001	2	11733.14	17255.06	6641.09
07.06.2001	2	12006.30	17750.08	6674.64
08.06.2001	2	12138.26	17971.26	6687.25
11.06.2001	2	11635.96	17062.06	6653.08
12.06.2001	2	11429.40	16739.07	6534.37
13.06.2001	2	11284.40	16518.72	6438.04
14.06.2001	2	11971.31	17510.98	6839.67
15.06.2001	2	11839.75	17242.46	6753.44
18.06.2001	2	11082.13	16149.37	6273.25
19.06.2001	2	10794.40	15705.41	6210.81
20.06.2001	2	10822.40	15752.28	6224.20
21.06.2001	2	10982.98	15953.41	6350.28
22.06.2001	2	11119.75	16161.74	6372.17
25.06.2001	2	10805.48	15599.63	6217.61
26.06.2001	2	11039.38	15908.20	6427.46
27.06.2001	2	11164.22	16052.58	6395.95
28.06.2001	2	11084.94	15937.87	6396.46
29.06.2001	2	11204.24	16045.49	6524.80
02.07.2001	2	11513.57	16494.07	6650.16
03.07.2001	2	11153.06	15990.29	6466.35
04.07.2001	2	11082.27	15815.78	6416.74
05.07.2001	2	11175.75	15920.20	6405.92
06.07.2001	2	10168.80	14326.47	5892.90
09.07.2001	2	10048.02	14139.14	5704.36
10.07.2001	2	9469.46	13254.11	5471.82
11.07.2001	2	8730.04	12099.92	5105.00
12.07.2001	2	9122.56	12617.39	5292.68
13.07.2001	2	8940.84	12326.43	5117.53
16.07.2001	2	9080.01	12645.12	5097.60
17.07.2001	2	8688.59	11983.82	4768.50
18.07.2001	2	9105.92	12645.04	4948.45
19.07.2001	2	9715.37	13654.23	5198.69
20.07.2001	2	9684.55	13597.25	5267.89
23.07.2001	2	10034.94	14118.77	5446.07
24.07.2001	2	10100.63	14226.01	5469.74
25.07.2001	2	9535.23	13334.61	5130.93
26.07.2001	2	9857.23	13876.33	5201.85
27.07.2001	2	9765.10	13645.46	5287.71

30.07.2001	2	9832.59	13701.98	5363.06
31.07.2001	2	9914.61	13883.95	5360.09
01.08.2001	2	10211.44	14316.87	5505.29
02.08.2001	2	10066.86	14053.52	5442.01
03.08.2001	2	10101.58	14087.35	5491.09
06.08.2001	2	9868.60	13758.63	5373.25
07.08.2001	2	9639.95	13367.36	5264.26
08.08.2001	2	9577.66	13287.79	5215.28
09.08.2001	2	9381.50	12921.87	5123.38
10.08.2001	2	9400.63	12979.12	5135.78
13.08.2001	2	9075.65	12483.51	4983.67
14.08.2001	2	8919.92	12277.47	4817.03
15.08.2001	2	9233.62	12706.28	5000.21
16.08.2001	2	9537.90	13263.70	5075.61
17.08.2001	2	9736.95	13456.54	5213.04
20.08.2001	2	9654.76	13270.13	5193.45
21.08.2001	2	9654.86	13230.23	5281.09
22.08.2001	2	9625.95	13183.35	5244.99
23.08.2001	2	9891.63	13540.06	5380.39
24.08.2001	2	10049.66	13658.89	5507.77
27.08.2001	2	10293.55	13962.63	5690.65
28.08.2001	2	10238.69	13988.97	5657.70
29.08.2001	2	9990.20	13634.72	5512.75
31.08.2001	2	9878.88	13448.45	5479.66
03.09.2001	2	9616.34	13056.11	5361.01
04.09.2001	2	9598.55	13085.55	5340.38
05.09.2001	2	9630.41	13076.72	5328.46
06.09.2001	2	9805.75	13199.4	5374.74
07.09.2001	2	9628.06	12984.53	5311.68
10.09.2001	2	9517.92	12916.66	5189.87
11.09.2001	2	9295.93	12579.07	5092.32
13.09.2001	2	8465.84	11431.14	4588.95
14.09.2001	2	7937.87	10700.06	4301.26
17.09.2001	2	7766.92	10473.43	4221.98
18.09.2001	2	7703.49	10307.00	4229.83
19.09.2001	2	7899.40	10511.65	4341.73
20.09.2001	2	7651.78	10185.69	4218.91
21.09.2001	2	7306.38	9613.91	4065.59
24.09.2001	2	7515.33	9927.40	4160.74
25.09.2001	2	7594.91	10036.08	4318.36
26.09.2001	2	7477.42	9876.86	4240.41
27.09.2001	2	7414.41	9736.72	4242.31
28.09.2001	2	7625.87	9955.00	4326.77
01.10.2001	2	7729.37	10039.60	4399.01
02.10.2001	2	7843.50	10226.60	4552.11
03.10.2001	2	7669.85	9938.91	4444.17
04.10.2001	2	7805.05	10053.90	4615.69
05.10.2001	2	7598.91	9695.57	4519.27
08.10.2001	2	7499.02	9538.46	4491.85

09.10.2001	2	7637.58	9663.24	4659.88
10.10.2001	2	8048.28	10121.48	4992.19
11.10.2001	2	8626.53	10908.65	5398.62
12.10.2001	2	8431.49	10576.58	5285.58
15.10.2001	2	8577.10	10769.03	5317.54
16.10.2001	2	8631.39	10886.74	5372.97
17.10.2001	2	8960.64	11310.08	5711.41
18.10.2001	2	8818.09	11142.56	5490.87
19.10.2001	2	8822.63	11085.91	5542.30
22.10.2001	2	9305.31	11779.62	5870.90
23.10.2001	2	9667.37	12289.65	6235.27
24.10.2001	2	9578.17	12137.77	6127.33
25.10.2001	2	9342.87	11804.35	5966.58
26.10.2001	2	9915.52	12514.40	6288.28
30.10.2001	2	9919.81	12497.32	6301.59
31.10.2001	2	9848.76	12285.71	6433.58
01.11.2001	2	9634.61	11934.11	6403.37
02.11.2001	2	10069.72	12458.20	6891.08
05.11.2001	2	10291.85	12775.64	6875.20
06.11.2001	2	10456.16	13031.53	6901.77
07.11.2001	2	10363.44	12856.41	6862.60
08.11.2001	2	10457.31	12929.23	6909.56
09.11.2001	2	10080.92	12499.47	6645.56
12.11.2001	2	10327.83	12756.33	6897.93
13.11.2001	2	10165.80	12631.00	6925.53
14.11.2001	2	10636.17	13230.20	7211.21
15.11.2001	2	11193.28	14202.52	7366.42
16.11.2001	2	11370.89	14533.66	7307.78
19.11.2001	2	12263.22	15903.36	7769.25
20.11.2001	2	11794.85	15337.63	7459.24
21.11.2001	2	11617.16	15076.41	7488.97
22.11.2001	2	11856.00	15457.33	7627.35
23.11.2001	2	11719.40	15251.08	7506.09
26.11.2001	2	12062.84	15712.49	7747.13
27.11.2001	2	11721.91	15269.67	7607.32
28.11.2001	2	11129.27	14391.57	7332.02
29.11.2001	2	10961.03	14098.82	7323.48
30.11.2001	2	11633.93	15145.37	7702.86
03.12.2001	2	11467.24	14885.25	7700.77
04.12.2001	2	11308.43	14644.64	7576.97
05.12.2001	2	11930.64	15544.81	7935.11
06.12.2001	2	12687.29	16529.98	8644.06
07.12.2001	2	12662.84	16612.05	8397.48
10.12.2001	2	12645.29	16652.95	8274.03
11.12.2001	2	12549.85	16511.16	8284.80
12.12.2001	2	12719.11	16682.38	8560.63
13.12.2001	2	12655.77	16537.08	8529.96
14.12.2001	2	12761.86	16690.76	8591.40
19.12.2001	2	12788.89	16811.69	8588.27

20.12.2001	2	12679.17	16634.21	8484.49
21.12.2001	2	12721.20	16629.18	8505.24
24.12.2001	2	12686.33	16628.81	8587.38
25.12.2001	2	12875.79	16804.47	8818.76
26.12.2001	2	13068.43	17094.56	8982.93
27.12.2001	2	13608.99	17921.75	9170.81
28.12.2001	2	13782.76	18234.65	9261.82
02.01.2002	2	14077.98	18818.25	9333.72
03.01.2002	2	14272.67	18948.43	9435.82
07.01.2002	2	14999.51	19994.57	9848.74
08.01.2002	2	14878.91	20074.37	9469.14
09.01.2002	2	14042.80	18917.45	9013.79
10.01.2002	2	13818.59	18708.83	8825.61
11.01.2002	2	13616.21	18433.75	8677.92
14.01.2002	2	13638.55	18318.05	8860.18
15.01.2002	2	13348.01	17968.65	8611.70
16.01.2002	2	12758.91	16896.71	8362.15
17.01.2002	2	12893.57	16980.89	8262.06
18.01.2002	2	13012.20	17142.14	8445.26
21.01.2002	2	12629.37	16705.82	8159.45
22.01.2002	2	12639.15	16739.73	8226.43
23.01.2002	2	12910.24	17154.25	8368.30
24.01.2002	2	13026.08	17450.09	8371.88
25.01.2002	2	12871.10	17306.69	8105.87
28.01.2002	2	12764.55	17123.30	8103.70
29.01.2002	2	12514.98	16760.44	7989.85
30.01.2002	2	12539.01	16803.65	7991.39
31.01.2002	2	13252.32	17791.18	8467.32
01.02.2002	2	13375.36	18028.73	8546.53
04.02.2002	2	13074.69	17565.71	8239.54
05.02.2002	2	12520.61	16745.11	7896.08
06.02.2002	2	12257.41	16400.49	7656.77
07.02.2002	2	11702.06	15546.48	7342.57
08.02.2002	2	11255.27	14908.76	7119.77
11.02.2002	2	11675.15	15639.62	7278.85
12.02.2002	2	11616.25	15583.94	7196.55
13.02.2002	2	11826.87	15875.38	7300.91
14.02.2002	2	11845.33	15847.31	7449.93
15.02.2002	2	11478.59	15354.03	7230.24
18.02.2002	2	11270.72	15150.00	7015.93
19.02.2002	2	11517.28	15499.37	7202.43
20.02.2002	2	11091.91	14892.69	7006.02
21.02.2002	1	11165.82	14920.26	7099.20
26.02.2002	2	10931.75	14600.54	6944.23
27.02.2002	2	11186.75	14964.16	7092.30
28.02.2002	2	11055.67	14837.56	7023.00
01.03.2002	2	11470.86	15413.31	7345.32
04.03.2002	2	11665.30	15812.10	7444.98
05.03.2002	2	11418.64	15479.51	7258.44

06.03.2002	2	11346.69	15344.76	7248.05
07.03.2002	2	11621.16	15741.38	7413.09
08.03.2002	2	11704.93	15855.36	7481.26
11.03.2002	2	11336.31	15341.46	7164.01
12.03.2002	2	10842.11	14686.03	6769.04
13.03.2002	2	10594.02	14450.61	6436.37
14.03.2002	2	10614.28	14374.60	6542.53
15.03.2002	2	10771.86	14678.85	6545.91
18.03.2002	2	10604.90	14463.59	6443.44
19.03.2002	2	10643.70	14574.63	6427.22
20.03.2002	2	10776.31	14824.20	6495.34
21.03.2002	2	11471.06	15863.46	6873.44
22.03.2002	2	11791.59	16475.76	7044.11
25.03.2002	2	12016.53	16712.54	7336.67
26.03.2002	2	11639.28	16136.11	7125.85
27.03.2002	2	11862.56	16502.95	7279.96
28.03.2002	2	11808.74	16477.98	7260.22
29.03.2002	2	11679.43	16370.98	7165.25
01.04.2002	2	11621.55	16309.41	7079.83
02.04.2002	2	11827.22	16698.68	7274.20
03.04.2002	2	11276.94	15937.45	6978.50
04.04.2002	2	11796.06	16636.48	7235.05
05.04.2002	2	11863.50	16850.71	7261.16
08.04.2002	2	11455.88	16321.71	6908.82
09.04.2002	2	11904.49	17006.16	7075.23
10.04.2002	2	12030.94	17238.74	7209.69
11.04.2002	2	12257.30	17510.16	7392.29
12.04.2002	2	12240.23	17535.52	7284.29
15.04.2002	2	12605.92	18020.73	7454.10
16.04.2002	2	12220.26	17418.59	7261.41
17.04.2002	2	12263.26	17474.62	7289.09
18.04.2002	2	12010.09	17033.30	7175.59
19.04.2002	2	11970.94	17003.41	7167.57
22.04.2002	2	11759.72	16640.71	7056.18
24.04.2002	2	11775.13	16577.37	7198.38
25.04.2002	2	11800.49	16618.35	7181.40
26.04.2002	2	12041.19	16939.35	7303.20
29.04.2002	2	11657.26	16351.89	7081.35
30.04.2002	2	11441.50	16009.18	6922.60
01.05.2002	2	11479.72	16144.82	6929.73
02.05.2002	2	11321.90	15880.31	6778.07
03.05.2002	2	11469.04	16179.23	6832.71
06.05.2002	2	11447.25	16197.31	6744.39
07.05.2002	2	11655.41	16526.09	6880.77
08.05.2002	2	12117.17	17137.03	7155.51
09.05.2002	2	11944.79	16865.09	7062.02
10.05.2002	2	11638.90	16403.09	6848.50
13.05.2002	2	11669.23	16508.64	6858.71
14.05.2002	2	11613.90	16389.35	6858.75

15.05.2002	2	11402.18	16025.05	6751.79
16.05.2002	2	11218.98	15770.62	6629.85
17.05.2002	2	10609.89	14783.59	6426.81
20.05.2002	2	10761.73	15065.15	6425.85
21.05.2002	2	10895.70	15212.01	6445.13
22.05.2002	2	10603.24	14811.76	6280.59
23.05.2002	2	10774.21	15032.11	6395.20
24.05.2002	2	10894.27	15159.89	6479.05
27.05.2002	2	11199.04	15625.99	6651.98
28.05.2002	2	10934.65	15274.49	6443.73
29.05.2002	2	10806.54	15053.46	6425.69
30.05.2002	2	10508.09	14539.92	6242.90
31.05.2002	2	10413.70	14488.64	6191.55
03.06.2002	2	10316.91	14380.62	6129.52
04.06.2002	2	10386.99	14450.22	6250.36
05.06.2002	2	10383.36	14394.73	6284.73
06.06.2002	2	10488.19	14528.16	6305.79
07.06.2002	2	10151.02	13994.97	6147.75
10.06.2002	2	9866.48	13556.26	6041.94
11.06.2002	2	9721.38	13148.74	5909.66
12.06.2002	2	9704.09	13042.19	5983.26
13.06.2002	2	9774.39	13181.13	5983.22
14.06.2002	2	9464.52	12713.12	5808.62
17.06.2002	2	9230.70	12355.11	5563.86
18.06.2002	2	9575.19	12788.52	5821.55
19.06.2002	2	9378.43	12456.77	5741.58
20.06.2002	2	9179.35	12261.24	5354.76
21.06.2002	2	9220.48	12341.06	5447.12
24.06.2002	2	8984.58	11741.77	5421.45
25.06.2002	2	9094.77	11714.16	5656.71
26.06.2002	2	8627.42	10948.75	5384.98
27.06.2002	2	9009.19	11456.90	5666.19
28.06.2002	2	9379.92	12065.92	5668.98
01.07.2002	2	9564.99	12311.32	5706.26
02.07.2002	2	9134.97	11621.90	5566.71
03.07.2002	2	9008.37	11194.95	5620.09
04.07.2002	2	9059.96	11225.95	5616.74
05.07.2002	2	9351.16	11610.98	5816.83
08.07.2002	2	8912.16	11043.74	5561.90
09.07.2002	2	8747.92	10732.94	5398.72
10.07.2002	2	8916.46	10814.92	5606.79
11.07.2002	2	8990.20	10836.59	5825.01
12.07.2002	2	9499.41	11383.76	6357.02
15.07.2002	2	9396.68	11254.74	6361.23
16.07.2002	2	9555.65	11500.37	6402.93
17.07.2002	2	10523.72	12842.11	7058.16
18.07.2002	2	10552.29	12937.63	7096.96
19.07.2002	2	10472.98	12747.86	7115.27
22.07.2002	2	10116.48	12205.85	6903.47

23.07.2002	2	10133.54	12252.18	6952.82
24.07.2002	2	9714.96	11669.26	6697.74
25.07.2002	2	9753.83	11721.20	6756.07
26.07.2002	2	10069.12	12160.36	6899.73
29.07.2002	2	10179.79	12249.59	7031.87
30.07.2002	2	10344.17	12409.46	7203.71
31.07.2002	2	10236.46	12282.29	7111.58
01.08.2002	2	10582.03	12781.33	7296.14
02.08.2002	2	10781.61	13129.92	7443.22
05.08.2002	2	10639.48	12918.43	7307.45
06.08.2002	2	10599.38	12844.31	7326.05
07.08.2002	2	10522.74	12719.89	7327.03
08.08.2002	2	10595.16	12806.48	7320.09
09.08.2002	2	10415.63	12551.59	7300.70
12.08.2002	2	10188.64	12360.06	7050.53
13.08.2002	2	10251.72	12470.49	7135.36
14.08.2002	2	10038.47	12180.86	6961.47
15.08.2002	2	9674.78	11709.81	6675.52
16.08.2002	2	9921.76	11985.47	6848.64
19.08.2002	2	9829.57	11847.44	6777.11
20.08.2002	2	9662.57	11607.39	6669.49
21.08.2002	2	9630.50	11563.99	6633.72
22.08.2002	2	9463.61	11335.10	6543.14
23.08.2002	2	9349.84	11178.98	6509.64
26.08.2002	2	9364.93	11081.59	6605.06
27.08.2002	2	9277.27	11014.99	6508.52
28.08.2002	2	9394.61	11134.44	6560.97
29.08.2002	2	9547.30	11391.28	6648.02
02.09.2002	2	9388.86	11165.75	6532.90
03.09.2002	2	9307.00	11080.08	6466.96
04.09.2002	2	9469.79	11208.25	6520.04
05.09.2002	2	9399.87	11089.65	6504.08
06.09.2002	2	9653.31	11473.03	6569.02
09.09.2002	2	9399.38	11232.57	6402.97
10.09.2002	2	9008.26	10756.53	6135.42
11.09.2002	2	9268.47	11036.16	6348.80
12.09.2002	2	9234.25	11017.14	6331.06
13.09.2002	2	9249.21	11014.43	6347.73
16.09.2002	2	9093.33	10861.52	6262.96
17.09.2002	2	9224.54	10984.34	6319.03
18.09.2002	2	9257.54	11067.67	6382.06
19.09.2002	2	9263.78	11055.40	6401.35
20.09.2002	2	9325.12	11126.66	6425.73
23.09.2002	2	9282.25	11086.36	6422.79
24.09.2002	2	9072.02	10828.20	6273.42
25.09.2002	2	9119.21	10875.87	6335.20
26.09.2002	2	8945.30	10678.80	6277.42
27.09.2002	2	8878.09	10685.72	6281.18
30.09.2002	2	8842.24	10650.94	6221.22

01.10.2002	2	9057.45	10902.11	6363.64
02.10.2002	2	9001.18	10825.02	6284.12
03.10.2002	2	8893.67	10679.52	6208.65
04.10.2002	2	8932.58	10676.39	6210.01
07.10.2002	2	8912.54	10656.92	6172.63
08.10.2002	2	8809.12	10482.50	6128.58
09.10.2002	2	9145.58	10908.14	6366.10
10.10.2002	2	9320.08	11167.39	6457.04
11.10.2002	2	9307.04	11139.78	6441.09
14.10.2002	2	9029.59	10777.77	6320.84
15.10.2002	2	9291.00	11053.85	6568.95
16.10.2002	2	9189.70	10939.77	6537.69
17.10.2002	2	9698.98	11604.78	6808.93
18.10.2002	2	9903.86	11929.70	7017.29
21.10.2002	2	9997.49	12013.98	7138.69
22.10.2002	2	10137.35	12305.96	7254.22
23.10.2002	2	9943.62	12019.94	7073.41
24.10.2002	2	10384.15	12719.49	7174.24
25.10.2002	2	10411.77	12747.81	7293.40
28.10.2002	1	10437.84	12722.86	7312.76
30.10.2002	2	10138.54	12288.67	7087.86
31.10.2002	2	10251.92	12438.23	7116.43
01.11.2002	2	10217.08	12449.08	7108.15
04.11.2002	2	10844.43	13286.35	7596.41
05.11.2002	2	11947.28	14849.88	8245.54
06.11.2002	2	11973.38	14972.81	8053.08
07.11.2002	2	13472.17	17231.22	8763.62
08.11.2002	2	13221.79	17132.52	8377.47
11.11.2002	2	12773.73	16505.14	8058.67
12.11.2002	2	12097.53	15516.11	7689.04
13.11.2002	2	12417.13	16058.36	7655.38
14.11.2002	2	12971.09	16761.82	7914.94
15.11.2002	2	13597.57	17588.16	8261.34
18.11.2002	2	14058.40	18127.40	8494.73
19.11.2002	2	13387.93	17157.31	8101.92
20.11.2002	2	13292.01	17045.92	8138.60
21.11.2002	2	13811.14	17890.04	8405.93
22.11.2002	2	13501.38	17400.74	8216.16
25.11.2002	2	13052.91	16834.59	8020.66
26.11.2002	2	12824.29	16373.14	8025.28
27.11.2002	2	13036.91	16466.75	8291.32
28.11.2002	2	12923.75	16250.50	8338.95
29.11.2002	2	13300.40	16910.26	8344.51
02.12.2002	2	13364.17	16849.41	8476.47
03.12.2002	2	13226.38	16710.76	8357.98
04.12.2002	1	13287.29	16831.42	8392.47
09.12.2002	2	12703.78	16031.65	8144.02
10.12.2002	2	13047.76	16450.89	8355.28
11.12.2002	2	12717.28	16013.46	8170.97

12.12.2002	2	13146.83	16635.24	8384.46
13.12.2002	2	13047.43	16475.26	8224.00
16.12.2002	2	12392.48	15537.86	7932.46
17.12.2002	2	11511.01	14314.61	7444.73
18.12.2002	2	11568.87	14424.28	7536.93
19.12.2002	2	11125.28	13814.11	7223.65
20.12.2002	2	11286.45	13991.63	7481.10
23.12.2002	2	10702.46	13281.58	7077.69
24.12.2002	2	10447.46	12913.56	7017.96
25.12.2002	2	10883.52	13511.47	7276.15
26.12.2002	2	10396.74	12889.05	7017.74
27.12.2002	2	10463.95	13014.24	6981.14
30.12.2002	2	10288.12	12743.68	6879.96
31.12.2002	2	10369.92	12902.34	6897.30
02.01.2003	2	10598.58	13193.11	7047.74
03.01.2003	2	10837.53	13497.50	7156.73
06.01.2003	2	10357.34	12844.18	6862.93
07.01.2003	2	9752.86	12025.83	6537.30
08.01.2003	2	10161.21	12611.98	6730.14
09.01.2003	2	10225.82	12700.73	6784.36
10.01.2003	2	10204.05	12631.30	6795.10
13.01.2003	2	10412.73	12903.68	6880.06
14.01.2003	2	10124.88	12441.29	6698.15
15.01.2003	2	10280.69	12672.15	6740.94
16.01.2003	2	10467.87	12966.24	6860.41
17.01.2003	2	10348.33	12757.34	6848.25
20.01.2003	2	10590.28	12993.89	7029.54
21.01.2003	2	10570.40	12978.12	7015.07
22.01.2003	2	10544.69	12883.45	7086.92
23.01.2003	2	10881.88	13315.57	7266.05
24.01.2003	2	10825.87	13247.94	7133.36
27.01.2003	2	10931.12	13385.00	7215.39
28.01.2003	2	10742.90	13174.77	7026.11
29.01.2003	2	10725.66	13182.97	7073.65
30.01.2003	2	10945.73	13486.40	7215.83
31.01.2003	2	11032.03	13611.80	7257.20
03.02.2003	2	11122.03	13821.32	7270.30
04.02.2003	2	10658.31	13164.51	7000.90
05.02.2003	2	10659.85	13169.43	7031.46
06.02.2003	2	10921.78	13534.25	7080.10
07.02.2003	2	11013.83	13596.32	7100.50
17.02.2003	2	11302.52	14015.32	7127.69
18.02.2003	2	11775.49	14669.37	7422.14
19.02.2003	2	11607.31	14635.72	7214.87
20.02.2003	2	11669.31	14646.11	7265.05
21.02.2003	2	11754.00	14835.14	7291.45
24.02.2003	2	11392.58	14356.78	7062.89
25.02.2003	2	11272.71	14160.27	6983.23
26.02.2003	2	11291.93	14199.54	7103.48

27.02.2003	2	11486.83	14476.97	7259.22
28.02.2003	2	11574.44	14602.73	7276.54
03.03.2003	2	10128.88	12656.72	6485.80
04.03.2003	2	10616.13	13313.56	6686.08
05.03.2003	2	10815.49	13532.94	6800.89
06.03.2003	2	10841.80	13576.26	6822.80
07.03.2003	2	10961.29	13766.89	6884.00
10.03.2003	2	10817.49	13490.94	6801.44
11.03.2003	2	10744.68	13372.90	6781.96
12.03.2003	2	10614.05	13228.56	6713.25
13.03.2003	2	10666.63	13284.56	6784.44
14.03.2003	2	10604.30	13157.76	6726.80
17.03.2003	2	9482.92	11572.38	6126.33
18.03.2003	2	10581.50	13002.92	6669.34
19.03.2003	2	9938.21	12097.40	6318.83
20.03.2003	2	9644.31	11696.84	6218.95
21.03.2003	2	9406.56	11201.05	6244.79
24.03.2003	2	8892.65	10452.55	6104.52
25.03.2003	2	9187.88	10848.04	6140.86
26.03.2003	2	9408.46	11113.44	6242.80
27.03.2003	2	9572.25	11339.12	6282.10
28.03.2003	2	9631.43	11434.46	6375.97
31.03.2003	2	9475.09	11221.19	6333.52
01.04.2003	2	9773.83	11579.01	6479.22
02.04.2003	2	9804.88	11563.10	6538.81
03.04.2003	2	10153.15	11925.41	6795.28
04.04.2003	2	10415.02	12322.03	6951.31
07.04.2003	2	10742.99	12854.63	7052.98
08.04.2003	2	10512.85	12497.34	6961.61
09.04.2003	2	10886.18	13057.23	7176.22
10.04.2003	2	10629.66	12576.14	7136.70
11.04.2003	2	10565.92	12498.44	7091.01
14.04.2003	2	11103.38	13188.55	7366.39
15.04.2003	2	11169.03	13194.38	7374.61
16.04.2003	2	11366.00	13338.25	7441.84
17.04.2003	2	11219.24	13148.39	7331.18
18.04.2003	2	11254.04	13206.19	7400.66
21.04.2003	2	11504.66	13507.99	7461.58
22.04.2003	2	11405.17	13388.01	7363.78
24.04.2003	2	11119.61	13013.15	7143.57
25.04.2003	2	11341.38	13314.53	7208.57
28.04.2003	2	11311.13	13263.41	7200.30
29.04.2003	2	11436.18	13395.46	7321.61
30.04.2003	2	11509.95	13539.54	7329.57
01.05.2003	2	11467.63	13513.31	7293.65
02.05.2003	2	11300.73	13343.93	7259.55
05.05.2003	2	11112.14	13089.47	7170.47
06.05.2003	2	10962.94	12830.86	7123.56
07.05.2003	2	10676.29	12481.26	7033.89

08.05.2003	2	10783.86	12612.07	7043.65
09.05.2003	2	10640.41	12449.67	6921.85
12.05.2003	2	10712.87	12646.34	6855.21
13.05.2003	2	10590.69	12540.85	6772.38
14.05.2003	2	10393.31	12305.47	6721.29
15.05.2003	2	10229.41	12044.96	6632.92
16.05.2003	2	10306.25	12078.72	6656.49
20.05.2003	2	10427.00	12186.76	6711.39
21.05.2003	2	10540.85	12355.53	6738.82
22.05.2003	2	10695.19	12544.76	6797.56
23.05.2003	2	11056.25	13097.08	6918.48
26.05.2003	2	11125.34	13200.67	6882.43
27.05.2003	2	11088.85	13109.79	6927.79
28.05.2003	2	11437.40	13533.61	7184.41
29.05.2003	2	11407.09	13386.74	7279.01
30.05.2003	2	11381.42	13381.66	7258.60
02.06.2003	2	11579.26	13629.68	7469.11
03.06.2003	2	11346.50	13378.62	7330.95
04.06.2003	2	11084.67	13044.90	7172.93
05.06.2003	2	11129.74	13008.24	7223.46
06.06.2003	2	10973.38	12880.81	7045.94
09.06.2003	2	10827.78	12726.29	6858.86
10.06.2003	2	10644.74	12514.05	6739.45
11.06.2003	2	10597.31	12475.04	6731.48
12.06.2003	2	10489.19	12345.74	6700.33
13.06.2003	2	10713.85	12623.86	6834.00
16.06.2003	2	11036.69	13147.78	7070.90
17.06.2003	2	11169.20	13324.20	7134.72
18.06.2003	2	11107.52	13303.93	7094.54
19.06.2003	2	10902.53	13023.68	7030.23
20.06.2003	2	10783.91	12884.98	6954.36
23.06.2003	2	10747.50	12845.29	6967.72
24.06.2003	2	10756.82	12856.12	7009.90
25.06.2003	2	10740.19	12852.57	7017.13
26.06.2003	2	10927.80	13121.00	7148.54
27.06.2003	2	10981.24	13232.05	7151.43
30.06.2003	2	10884.43	13159.34	7128.17
01.07.2003	2	10749.83	13006.99	7030.83
02.07.2003	2	10690.94	12959.00	6995.54
03.07.2003	2	10726.55	13013.24	7074.92
04.07.2003	2	10502.88	12671.68	6882.19
07.07.2003	2	10351.83	12518.44	6691.26
08.07.2003	2	10546.88	12821.06	6733.25
09.07.2003	2	10364.93	12652.89	6587.00
10.07.2003	2	10399.67	12688.35	6580.45
11.07.2003	2	10454.92	12709.91	6582.02
14.07.2003	2	10658.81	12900.01	6745.31
15.07.2003	2	10918.57	13334.44	6846.21
16.07.2003	2	10791.41	13164.46	6730.12

17.07.2003	2	10751.46	13084.38	6762.35
18.07.2003	2	10856.85	13224.67	6827.77
21.07.2003	2	10827.26	13152.96	6885.69
22.07.2003	2	10544.49	12754.83	6808.13
23.07.2003	2	10463.82	12614.94	6743.14
24.07.2003	2	10475.16	12596.92	6805.41
25.07.2003	2	10561.33	12656.30	6863.66
28.07.2003	2	10598.30	12713.21	6922.12
29.07.2003	2	10478.27	12543.72	6860.50
30.07.2003	2	10444.95	12495.67	6894.16
31.07.2003	2	10572.04	12636.92	7020.05
01.08.2003	2	10621.15	12738.65	7003.27
04.08.2003	2	11112.12	13367.68	7163.77
05.08.2003	2	11499.89	14061.30	7312.97
06.08.2003	2	11311.12	13811.54	7218.76
07.08.2003	2	11547.36	14119.53	7338.43
08.08.2003	2	11558.45	14131.41	7339.87
11.08.2003	2	11762.29	14432.95	7511.08
12.08.2003	2	11860.11	14531.55	7555.95
13.08.2003	2	11916.14	14672.82	7559.16
14.08.2003	2	11794.89	14507.01	7415.25
15.08.2003	2	11877.47	14574.75	7492.37
18.08.2003	2	11661.22	14278.08	7344.55
19.08.2003	2	11688.90	14292.04	7369.29
20.08.2003	2	11556.98	14087.93	7358.58
21.08.2003	2	11845.94	14478.73	7534.69
22.08.2003	2	12001.08	14701.41	7568.94
25.08.2003	2	11797.97	14419.55	7386.75
26.08.2003	2	11735.19	14325.67	7396.91
27.08.2003	2	11623.36	14135.15	7356.70
28.08.2003	2	11508.97	13954.66	7296.41
29.08.2003	2	11611.84	14068.62	7427.62
01.09.2003	2	11652.83	14120.35	7441.03
02.09.2003	2	11637.09	14165.55	7329.93
03.09.2003	2	11671.78	14273.91	7379.51
04.09.2003	2	11636.48	14286.47	7259.01
05.09.2003	2	11631.78	14356.53	7204.14
08.09.2003	2	11581.34	14379.15	7084.55
09.09.2003	2	11946.68	15062.01	7166.08
10.09.2003	2	12317.68	15558.79	7258.48
11.09.2003	2	12507.02	15732.07	7343.21
12.09.2003	2	12715.18	15965.90	7574.33
15.09.2003	2	12662.47	15907.06	7484.60
16.09.2003	2	13005.03	16399.92	7683.29
17.09.2003	2	12958.17	16406.35	7658.21
18.09.2003	2	13419.28	17195.06	7836.21
19.09.2003	2	13663.53	17518.95	7938.16
22.09.2003	2	13845.02	17688.77	8018.95
23.09.2003	2	14031.06	17953.76	7975.85

24.09.2003	2	13798.30	17625.05	7839.77
25.09.2003	2	13935.67	17917.77	7817.28
26.09.2003	2	13758.78	17712.53	7724.73
29.09.2003	2	13255.87	17004.66	7503.97
30.09.2003	2	13055.90	16732.78	7472.10
01.10.2003	2	13444.01	17314.74	7681.33
02.10.2003	2	13880.49	17898.71	7879.33
03.10.2003	2	14210.22	18499.64	8011.76
06.10.2003	2	15719.71	20908.65	8599.28
07.10.2003	2	15482.66	20626.71	8478.71
08.10.2003	2	15147.76	20029.77	8461.06
09.10.2003	2	14906.97	19531.16	8430.69
10.10.2003	2	15420.60	20313.15	8483.30
13.10.2003	2	15064.83	19676.57	8410.37
14.10.2003	2	15023.00	19900.82	8265.05
15.10.2003	2	15382.24	20566.47	8366.71
16.10.2003	2	15596.80	20783.10	8576.87
17.10.2003	2	15381.93	20443.59	8557.66
20.10.2003	2	15358.65	20373.17	8562.96
21.10.2003	2	15595.26	20638.08	8546.32
22.10.2003	2	15300.35	20164.16	8475.58
23.10.2003	2	14829.49	19430.43	8321.78
24.10.2003	2	14866.31	19518.28	8303.68
27.10.2003	2	14564.75	19208.18	8157.13
28.10.2003	1	14673.40	19382.99	8209.75
30.10.2003	2	15379.72	20548.74	8419.14
31.10.2003	2	15754.34	21165.65	8518.44
03.11.2003	2	16341.19	22114.33	8676.42
04.11.2003	2	16268.25	21961.66	8762.79
05.11.2003	2	16408.33	22205.87	8852.27
06.11.2003	2	15536.77	20868.50	8456.57
07.11.2003	2	15708.07	21097.62	8549.76
10.11.2003	2	15528.61	20804.99	8516.69
11.11.2003	2	15224.14	20368.42	8436.65
12.11.2003	2	15771.44	21268.25	8606.47
13.11.2003	2	16056.58	21692.71	8841.64
14.11.2003	2	16080.67	21720.92	8889.43
17.11.2003	2	15687.13	21074.68	8843.60
18.11.2003	2	15760.45	21212.11	8840.06
19.11.2003	2	15780.20	21217.48	8775.40
20.11.2003	1	14617.53	19480.98	8259.68
01.12.2003	2	16007.59	21628.99	8850.33
02.12.2003	2	16242.00	21925.20	8851.74
03.12.2003	2	16389.59	22127.49	8926.81
04.12.2003	2	16271.86	21886.13	8760.20
05.12.2003	2	16504.80	22339.64	8773.13
08.12.2003	2	16913.31	22961.28	8932.25
09.12.2003	2	16861.00	23005.34	8872.55
10.12.2003	2	16614.74	22673.59	8760.03

11.12.2003	2	16551.62	22521.17	8803.94
12.12.2003	2	16955.20	23247.67	8889.38
15.12.2003	2	17410.00	23992.07	9057.18
16.12.2003	2	17208.51	23593.58	9203.48
17.12.2003	2	17230.78	23650.53	9182.96
18.12.2003	2	17742.44	24414.44	9429.05
19.12.2003	2	18206.10	25068.49	9648.17
22.12.2003	2	18387.58	25080.69	9936.88
23.12.2003	2	18242.01	24856.71	9926.07
24.12.2003	2	18239.88	24884.11	9860.02
25.12.2003	2	17643.74	24033.77	9555.67
26.12.2003	2	17996.80	24605.55	9693.50
29.12.2003	2	17973.90	24545.76	9653.66
30.12.2003	2	18292.92	25064.82	9811.38
31.12.2003	2	18625.02	25594.77	9923.02
02.01.2004	2	19147.69	26462.22	10060.99
05.01.2004	2	19696.61	27382.40	10370.01
06.01.2004	2	19013.84	26291.19	10157.46
07.01.2004	2	19382.80	26925.65	10173.16
08.01.2004	2	19404.91	26888.96	10200.04
09.01.2004	2	19926.48	27777.30	10467.31
12.01.2004	2	19558.81	27048.96	10261.59
13.01.2004	2	19460.26	26848.24	10238.22
14.01.2004	2	18818.56	25719.75	10107.13
15.01.2004	2	18952.22	25891.88	10194.13
16.01.2004	2	18301.16	24838.58	9885.30
19.01.2004	2	17788.62	24103.47	9673.94
20.01.2004	2	18832.78	25842.51	10111.78
21.01.2004	2	18899.94	25852.01	10080.95
22.01.2004	2	18518.07	25271.18	9964.86
26.01.2004	2	18356.54	24967.44	9868.78
27.01.2004	2	17899.54	24199.08	9666.87
28.01.2004	2	17902.02	24292.78	9620.46
29.01.2004	2	17282.30	23364.98	9467.22
30.01.2004	2	17259.25	23520.80	9421.25
05.02.2004	2	17033.75	23137.46	9332.61
06.02.2004	2	16965.83	22989.55	9289.47
09.02.2004	2	17640.98	24132.26	9588.35
10.02.2004	2	17418.52	23913.91	9562.12
11.02.2004	2	18000.26	24973.01	9719.92
12.02.2004	2	18885.89	26436.24	10021.73
13.02.2004	2	19000.46	26618.51	10008.42
16.02.2004	2	19324.49	27010.92	10229.00
17.02.2004	2	19010.14	26401.34	10389.24
18.02.2004	2	19478.68	27129.49	10752.37
19.02.2004	2	18605.97	25720.12	10251.25
20.02.2004	2	18603.83	25790.76	10226.77
23.02.2004	2	18284.02	25155.40	10026.09
24.02.2004	2	18497.74	25509.67	9936.70

25.02.2004	2	18707.11	25660.78	10181.68
26.02.2004	2	18771.63	25801.81	10199.77
27.02.2004	2	18889.20	25957.33	10249.94
01.03.2004	2	18786.39	25736.54	10228.54
02.03.2004	2	19356.62	26616.66	10502.01
03.03.2004	2	19171.91	26236.34	10431.99
04.03.2004	2	19015.47	25943.35	10392.64
05.03.2004	2	19165.70	26129.98	10422.80
08.03.2004	2	19495.36	26517.71	10526.93
09.03.2004	2	19488.47	26630.25	10467.34
10.03.2004	2	19798.79	27216.73	10606.27
11.03.2004	2	19381.40	26550.97	10424.45
12.03.2004	2	19364.41	26477.22	10378.39
15.03.2004	2	19526.54	26675.75	10488.47
16.03.2004	2	19321.60	26330.56	10380.76
17.03.2004	2	19294.50	26277.99	10363.68
18.03.2004	2	19611.13	26814.58	10506.13
19.03.2004	2	20023.77	27458.42	10843.61
22.03.2004	2	20167.21	27512.88	10917.13
23.03.2004	2	20185.78	27483.90	10866.10
24.03.2004	2	20347.82	27805.63	10854.53
25.03.2004	2	20472.61	27929.41	10999.84
26.03.2004	2	20836.12	28439.26	11358.51
29.03.2004	2	20887.00	28691.59	11376.03
30.03.2004	2	20030.71	27080.48	11037.03
31.03.2004	2	20190.83	27260.09	11158.96
01.04.2004	2	20322.17	27453.92	11204.61
02.04.2004	2	20485.03	27563.39	11390.50
05.04.2004	2	20330.90	27319.64	11295.40
06.04.2004	2	20272.94	27200.02	11215.96
07.04.2004	2	20040.10	26801.13	11162.12
08.04.2004	2	19419.79	25901.14	10950.29
09.04.2004	2	19505.17	26005.13	10994.22
12.04.2004	2	19259.50	25600.94	10826.30
13.04.2004	2	19104.36	25326.39	10735.58
14.04.2004	2	18678.22	24664.73	10591.51
15.04.2004	2	18687.54	24762.69	10461.70
16.04.2004	2	19269.46	25578.04	10763.16
19.04.2004	2	19935.72	26618.15	10957.97
20.04.2004	2	19528.06	26251.59	10731.76
21.04.2004	2	19270.39	25887.48	10493.34
22.04.2004	2	19431.50	26089.05	10499.62
26.04.2004	2	18586.46	24802.69	10064.77
27.04.2004	2	18217.13	24367.76	9738.10
28.04.2004	2	18229.71	24386.92	9775.62
29.04.2004	2	17737.88	23685.69	9571.05
30.04.2004	2	18022.69	24276.83	9723.92
03.05.2004	2	17678.25	24219.43	9539.82
04.05.2004	2	18244.74	25244.09	9723.06

05.05.2004	2	18272.37	25197.76	9664.17
06.05.2004	2	17624.05	24079.93	9505.69
07.05.2004	2	17001.97	23154.44	9284.55
10.05.2004	2	16807.71	22692.05	9346.20
11.05.2004	2	17102.52	23110.37	9545.42
12.05.2004	2	17144.65	23243.19	9625.14
13.05.2004	2	16645.92	22373.58	9503.10
14.05.2004	2	16531.26	22230.05	9492.13
17.05.2004	2	15922.44	21156.95	9298.45
18.05.2004	2	16124.30	21550.87	9289.32
20.05.2004	2	16334.21	21869.87	9317.80
21.05.2004	2	16628.77	22267.34	9430.11
24.05.2004	2	17167.42	22977.09	9704.03
25.05.2004	2	16791.05	22412.50	9542.23
26.05.2004	2	17235.48	23045.90	9646.22
27.05.2004	2	17163.98	23039.06	9622.80
28.05.2004	2	17327.87	23276.04	9648.47
31.05.2004	2	17081.08	22896.91	9598.57
01.06.2004	2	16766.78	22403.16	9487.48
02.06.2004	2	16867.52	22451.48	9670.47
03.06.2004	2	17044.44	22740.53	9777.26
04.06.2004	2	17708.15	23854.43	10225.51
07.06.2004	2	18020.29	24452.72	10309.54
08.06.2004	2	17604.06	23732.28	10025.69
09.06.2004	2	17615.57	23778.57	10060.12
10.06.2004	2	17786.42	24098.36	10111.90
11.06.2004	2	17664.46	23757.36	10158.38
14.06.2004	2	17079.84	23003.44	9873.06
15.06.2004	2	17230.48	23358.43	9996.33
16.06.2004	2	17099.00	23100.43	10010.6
17.06.2004	2	16901.38	22879.27	9914.84
18.06.2004	2	16964.08	22973.33	9929.88
21.06.2004	2	16785.39	22677.32	9825.94
22.06.2004	2	16752.76	22713.92	9723.76
23.06.2004	2	16820.03	22890.91	9703.12
24.06.2004	2	16888.60	22912.18	9883.70
25.06.2004	2	17355.16	23607.09	9985.39
28.06.2004	2	17710.37	24204.94	10061.87
29.06.2004	2	17735.54	24283.74	10152.65
30.06.2004	2	17967.60	24661.66	10317.35
01.07.2004	2	18290.31	25264.15	10393.23
02.07.2004	2	18416.39	25438.99	10466.82
05.07.2004	2	18554.81	25562.94	10448.71
06.07.2004	2	18237.60	25147.94	10340.34
07.07.2004	2	18296.69	25333.25	10347.85
08.07.2004	2	18076.87	25033.87	10234.93
09.07.2004	2	18327.07	25488.72	10304.69
12.07.2004	2	18368.44	25544.99	10369.86
13.07.2004	2	18492.99	25744.83	10385.34

14.07.2004	2	18635.15	25974.05	10363.43
15.07.2004	2	18966.24	26341.31	10540.19
16.07.2004	2	19157.29	26516.29	10602.31
19.07.2004	2	18944.98	26078.11	10619.86
20.07.2004	2	18881.31	25955.66	10544.31
21.07.2004	2	18779.76	25911.18	10283.09
22.07.2004	2	18628.69	25791.61	10135.51
23.07.2004	2	18904.28	26284.44	10178.28
26.07.2004	2	18645.38	25842.88	10091.94
27.07.2004	2	18774.62	26156.43	10084.00
28.07.2004	2	19018.63	26536.22	10149.31
29.07.2004	2	19111.36	26571.32	10217.63
30.07.2004	2	19380.86	26933.80	10359.63
02.08.2004	2	19698.12	27387.55	10421.93
03.08.2004	2	19427.37	27007.90	10325.58
04.08.2004	2	19048.52	26457.24	10125.85
05.08.2004	2	19344.25	26898.35	10208.87
06.08.2004	2	19187.55	26566.18	10012.78
09.08.2004	2	19248.10	26656.40	9947.84
10.08.2004	2	19392.64	26843.16	9971.50
11.08.2004	2	18908.57	26045.82	9783.08
12.08.2004	2	18775.46	25861.83	9626.62
13.08.2004	2	18825.98	26001.37	9686.77
16.08.2004	2	18832.15	26062.37	9652.88
17.08.2004	2	19459.72	27052.13	9853.84
18.08.2004	2	19268.05	26723.25	9861.81
19.08.2004	2	19187.80	26610.21	9884.51
20.08.2004	2	19286.34	26684.95	9963.09
23.08.2004	2	19363.67	26848.54	9927.28
24.08.2004	2	19663.58	27211.91	10000.15
25.08.2004	2	19558.01	26985.12	9967.09
26.08.2004	2	19572.29	26909.61	9991.14
27.08.2004	2	19855.25	27387.43	10087.87
31.08.2004	2	20218.37	27994.29	10125.37
01.09.2004	2	20512.20	28374.20	10310.51
02.09.2004	2	20525.92	28361.99	10310.49
03.09.2004	2	20775.00	28678.78	10435.72
06.09.2004	2	20851.56	28749.61	10431.61
07.09.2004	2	21119.16	29110.98	10694.06
08.09.2004	2	21468.27	29651.91	11001.89
09.09.2004	2	21398.03	29503.36	11061.16
10.09.2004	2	21004.14	28906.38	10895.55
13.09.2004	2	21060.24	28958.93	10883.80
14.09.2004	2	21705.34	29980.67	11234.78
15.09.2004	2	21616.45	29787.17	11258.40
16.09.2004	2	21704.75	29893.55	11313.08
17.09.2004	2	20833.16	28471.44	10840.09
20.09.2004	2	20373.42	27898.08	10658.09
21.09.2004	2	21192.85	29102.48	11071.79

22.09.2004	2	21491.42	29390.09	11224.33
23.09.2004	2	22276.74	30736.42	11541.44
24.09.2004	2	22307.44	30746.44	11532.80
27.09.2004	2	22082.95	30538.41	11252.71
28.09.2004	2	22293.78	30817.33	11471.06
29.09.2004	2	22219.88	30661.50	11447.75
30.09.2004	2	21953.52	30228.77	11309.04
01.10.2004	2	21722.50	29801.25	11259.76
04.10.2004	2	21987.74	30111.52	11478.42
05.10.2004	2	21612.50	29494.12	11343.89
06.10.2004	2	22287.12	30493.61	11770.80
07.10.2004	2	22432.22	30633.72	11842.19
08.10.2004	2	22951.36	31442.60	12282.41
11.10.2004	2	22787.34	30962.96	12418.06
12.10.2004	2	22289.86	30162.61	12194.77
13.10.2004	2	22630.03	30761.35	12289.83
14.10.2004	2	22318.89	30241.40	12285.08
15.10.2004	2	22477.09	30311.31	12451.94
18.10.2004	2	22334.30	30184.75	12214.91
19.10.2004	2	22550.89	30686.53	12238.28
20.10.2004	2	22220.77	30212.25	12055.31
21.10.2004	2	22201.51	30055.51	12125.98
22.10.2004	2	22243.97	30004.40	12425.36
25.10.2004	2	21907.82	29509.12	12337.93
26.10.2004	2	22142.50	29829.04	12631.28
27.10.2004	2	22565.77	30378.39	12868.62
28.10.2004	1	22899.89	30830.17	13275.15
01.11.2004	2	22857.94	30743.68	13012.82
02.11.2004	2	23215.56	31503.82	13061.57
03.11.2004	2	23437.79	31925.96	13148.54
04.11.2004	2	23006.45	31311.12	12953.55
05.11.2004	2	23215.57	31647.81	13155.89
08.11.2004	2	22615.99	30684.38	12769.48
09.11.2004	2	22544.28	30558.80	12760.01
10.11.2004	2	22618.03	30593.72	12778.23
11.11.2004	2	22186.87	30024.41	12589.51
12.11.2004	2	22104.69	29759.98	12656.35
17.11.2004	2	22566.40	30449.85	13047.88
18.11.2004	2	23132.59	31475.78	13299.62
19.11.2004	2	23176.70	31553.72	13280.02
22.11.2004	2	22931.37	31134.45	13226.55
23.11.2004	2	23472.44	32114.05	13434.98
24.11.2004	2	23516.34	32066.53	13469.87
25.11.2004	2	23464.46	31936.38	13694.00
26.11.2004	2	23293.21	31635.64	13656.49
29.11.2004	2	22799.16	30958.82	13245.24
30.11.2004	2	22486.20	30600.01	12962.71
01.12.2004	2	22560.87	30676.41	13206.01
02.12.2004	2	23150.06	31723.67	13451.95

03.12.2004	2	23008.07	31662.90	13273.89
06.12.2004	2	23049.51	31836.21	13220.24
07.12.2004	2	23075.58	31868.92	13231.14
08.12.2004	2	22625.44	31079.31	12999.89
09.12.2004	2	22679.88	31267.23	12905.92
10.12.2004	2	22943.67	31852.81	12914.88
13.12.2004	2	23634.75	33038.59	13208.32
14.12.2004	2	23417.90	32769.57	13149.34
15.12.2004	2	23289.69	32605.53	12965.02
16.12.2004	2	23935.20	33813.91	13117.10
17.12.2004	2	24360.63	34618.57	13297.30
20.12.2004	2	24341.41	34415.47	13460.97
21.12.2004	2	24044.56	33920.95	13445.21
22.12.2004	2	24525.29	34904.48	13561.92
23.12.2004	2	24430.82	34790.26	13536.48
24.12.2004	2	24537.72	34982.19	13599.89
27.12.2004	2	24590.84	35104.86	13651.89
28.12.2004	2	24935.82	35540.68	13734.04
29.12.2004	2	24971.68	35487.77	13914.12
03.01.2005	2	25445.15	36219.21	14483.41
04.01.2005	2	25042.00	35667.02	14162.55
05.01.2005	2	24422.94	34702.47	13963.16
06.01.2005	2	24561.85	34866.03	14026.31
07.01.2005	2	25308.25	36189.17	14374.04
10.01.2005	2	25604.65	36869.59	14457.93
11.01.2005	2	26110.17	37725.06	14691.06
12.01.2005	2	26271.34	37885.35	14643.07
13.01.2005	2	26493.02	38148.43	14771.93
14.01.2005	2	26362.68	37917.51	14690.99
17.01.2005	2	26863.20	38754.73	15113.46
18.01.2005	2	26813.13	38601.85	15147.92
19.01.2005	1	26918.10	39053.51	15105.47
24.01.2005	2	26469.43	38365.27	14672.51
25.01.2005	2	26859.99	38833.15	14640.76
26.01.2005	2	27056.02	39443.13	14527.54
27.01.2005	2	27302.74	39972.12	14401.48
28.01.2005	2	27074.09	39357.96	14389.24
31.01.2005	2	27330.35	39719.48	14411.34
01.02.2005	2	27849.79	40652.42	14565.20
02.02.2005	2	27936.53	41067.04	14389.11
03.02.2005	2	27554.79	40446.93	14158.35
04.02.2005	2	27813.16	41089.57	14141.91
07.02.2005	2	28201.72	41618.54	14529.75
08.02.2005	2	28269.69	41826.18	14456.53
09.02.2005	2	27528.07	40624.88	14115.92
10.02.2005	2	27308.78	40349.49	13802.98
11.02.2005	2	27736.29	40827.08	14007.12
14.02.2005	2	28003.60	41203.60	14085.90
15.02.2005	2	28164.08	41317.62	14376.51

16.02.2005	2	27661.58	40561.71	14110.86
17.02.2005	2	27000.44	39386.21	13929.35
18.02.2005	2	27293.22	39838.61	14095.06
21.02.2005	2	26864.27	39050.37	14150.47
22.02.2005	2	26657.40	38704.49	14046.26
23.02.2005	2	26921.27	39259.05	13993.67
24.02.2005	2	27354.57	40112.83	14039.41
25.02.2005	2	28031.45	41379.27	14501.11
28.02.2005	2	28396.17	42032.40	14458.99
01.03.2005	2	27768.46	40981.10	14235.23
02.03.2005	2	27226.38	39845.06	14132.95
03.03.2005	2	27558.88	40352.02	14269.58
04.03.2005	2	27663.22	40560.46	14269.95
07.03.2005	2	27789.92	40647.08	14438.09
08.03.2005	2	27698.34	40401.16	14443.80
09.03.2005	2	27746.37	40526.84	14258.52
10.03.2005	2	27519.81	39982.20	14020.54
11.03.2005	2	27572.79	40131.68	14218.83
14.03.2005	2	26936.75	39043.67	13883.30
15.03.2005	2	26547.17	38456.36	13756.62
16.03.2005	2	25331.70	36666.59	13077.90
17.03.2005	2	24475.97	35365.83	12898.91
18.03.2005	2	25348.51	36600.42	13254.22
21.03.2005	2	24636.68	35411.58	12912.40
22.03.2005	2	25218.21	36255.02	13293.00
23.03.2005	2	24439.26	34965.50	13197.94
24.03.2005	2	25068.49	35920.52	13747.45
25.03.2005	2	25502.60	36506.15	14095.62
28.03.2005	2	24842.21	35404.45	13727.71
29.03.2005	2	24479.67	34903.24	13377.51
30.03.2005	2	24600.92	35119.71	13414.21
31.03.2005	2	25557.76	36662.47	13817.46
01.04.2005	2	25740.76	37027.66	14088.22
04.04.2005	2	25445.11	36743.38	13874.56
05.04.2005	2	25682.54	37026.84	14001.28
06.04.2005	2	26056.61	37750.63	14008.79
07.04.2005	2	25831.22	37602.09	13867.96
08.04.2005	2	25786.45	37490.99	13858.02
11.04.2005	2	25370.26	36872.00	13652.41
12.04.2005	2	25077.96	36652.80	13477.76
13.04.2005	2	25293.24	37032.52	13676.14
14.04.2005	2	24541.95	35901.09	13301.74
15.04.2005	2	23853.34	35000.07	12857.43
18.04.2005	2	23285.94	34188.98	12463.54
19.04.2005	2	24143.88	35433.11	13100.97
20.04.2005	2	24175.89	35377.77	13080.20
21.04.2005	2	24419.37	35667.83	13410.42
22.04.2005	2	24730.75	36088.65	13670.57
25.04.2005	2	24798.07	36171.49	13816.64

26.04.2005	2	24483.97	35782.27	13636.06
27.04.2005	2	24070.13	35075.81	13328.59
28.04.2005	2	23519.63	34367.23	13136.50
29.04.2005	2	23591.64	34416.69	13160.51
02.05.2005	2	24252.96	35580.02	13409.95
03.05.2005	2	24137.94	35412.16	13265.35
04.05.2005	2	24560.22	36066.28	13529.83
05.05.2005	2	25099.87	37223.77	13798.17
06.05.2005	2	24950.82	36926.67	13844.40
09.05.2005	2	24702.24	36498.76	13780.23
10.05.2005	2	24688.26	36528.38	13708.69
11.05.2005	2	24662.88	36500.50	13730.79
12.05.2005	2	25114.43	37128.63	14043.58
13.05.2005	2	25325.67	37494.11	14102.49
16.05.2005	2	24921.28	36891.24	13957.22
17.05.2005	2	24846.11	36629.75	13934.23
18.05.2005	2	25205.51	37209.31	14009.96
20.05.2005	2	25464.89	37652.82	14178.11
23.05.2005	2	24329.06	35705.74	13738.16
24.05.2005	2	24140.93	35097.17	13816.35
25.05.2005	2	24119.79	35013.14	13775.09
26.05.2005	2	24054.09	34947.48	13610.36
27.05.2005	2	24453.14	35818.43	13586.19
30.05.2005	2	24977.78	36999.17	13811.77
31.05.2005	2	25236.48	37248.15	14071.66
01.06.2005	2	25230.81	37212.45	13955.19
02.06.2005	2	25799.12	38334.06	14084.31
03.06.2005	2	26051.55	38835.41	14075.78
06.06.2005	2	25533.07	37878.49	13802.13
07.06.2005	2	25478.03	37831.13	13923.04
08.06.2005	2	25779.75	38232.25	14041.35
09.06.2005	2	25499.99	37688.63	13937.61
10.06.2005	2	25725.19	38001.01	14145.67
13.06.2005	2	25609.99	37622.26	14109.51
14.06.2005	2	25929.93	38188.66	14138.23
15.06.2005	2	26209.42	38554.43	14267.26
16.06.2005	2	26579.72	39306.91	14256.38
17.06.2005	2	26529.32	39193.37	14240.46
20.06.2005	2	26709.17	39501.53	14313.48
21.06.2005	2	26746.40	39432.19	14299.90
22.06.2005	2	26779.27	39598.53	14183.50
23.06.2005	2	27021.54	39990.85	14183.29
24.06.2005	2	27033.40	40102.64	14089.76
27.06.2005	2	26597.80	39265.77	13824.22
28.06.2005	2	26811.40	39636.40	13913.14
29.06.2005	2	27135.90	40204.97	13948.82
30.06.2005	2	26957.32	40033.96	13789.35
01.07.2005	2	27616.86	41247.74	14129.32
04.07.2005	2	27702.25	41490.19	14088.45

05.07.2005	2	27377.55	40831.04	13991.59
06.07.2005	2	27781.35	41654.52	14189.75
07.07.2005	2	27689.50	41638.46	13994.16
08.07.2005	2	27842.43	41749.58	14180.24
11.07.2005	2	27808.07	41673.82	14113.42
12.07.2005	2	27689.24	41378.43	14085.19
13.07.2005	2	28061.92	42124.20	14206.96
14.07.2005	2	28500.87	42803.79	14486.26
15.07.2005	2	28427.27	42840.98	14382.88
18.07.2005	2	28402.65	42863.08	14364.17
19.07.2005	2	28675.40	43244.40	14607.70
20.07.2005	2	28713.45	43244.00	14746.62
21.07.2005	2	28992.13	43820.73	14868.10
22.07.2005	2	29188.09	44219.10	14907.00
25.07.2005	2	29273.25	44253.25	14873.19
26.07.2005	2	28730.69	43300.07	14637.88
27.07.2005	2	29164.82	44035.55	14819.36
28.07.2005	2	29343.03	44434.73	14736.47
29.07.2005	2	29615.29	44960.75	14836.49
01.08.2005	2	29776.69	44983.88	14950.32
02.08.2005	2	29543.48	44558.01	14822.50
03.08.2005	2	29727.05	44832.09	14919.15
04.08.2005	2	30123.59	45584.08	15182.01
05.08.2005	2	29945.44	45319.72	15139.93
08.08.2005	2	29924.83	45479.32	14954.36
09.08.2005	2	29701.00	45232.11	14800.77
10.08.2005	2	29683.21	45060.56	14821.16
11.08.2005	2	29111.84	44133.20	14538.90
12.08.2005	2	28175.93	42482.73	14333.21
15.08.2005	2	28074.94	42454.85	14308.73
16.08.2005	2	28257.65	42634.43	14418.98
17.08.2005	2	27906.28	42007.66	14434.80
18.08.2005	2	28000.00	42187.77	14420.11
19.08.2005	2	28456.86	42902.92	14715.91
22.08.2005	2	28951.44	43681.96	14913.27
23.08.2005	2	29191.60	44038.84	15014.91
24.08.2005	2	29372.23	44294.46	14954.73
25.08.2005	2	29814.17	45078.35	14936.47
26.08.2005	2	30020.40	45229.18	15110.28
29.08.2005	2	30015.12	45360.09	15085.54
31.08.2005	2	30908.02	47237.00	15454.22
01.09.2005	2	31947.95	48961.60	15651.97
02.09.2005	2	31701.62	48443.74	15470.86
05.09.2005	2	31879.45	48917.82	15697.54
06.09.2005	2	31832.50	48692.57	15535.84
07.09.2005	2	31385.01	47741.74	15472.51
08.09.2005	2	31485.39	47719.62	15806.71
09.09.2005	2	32202.66	48889.77	16032.22
12.09.2005	2	32711.13	49348.22	16160.30

13.09.2005	2	32541.11	48793.10	15903.25
14.09.2005	2	32632.44	48562.36	16239.88
15.09.2005	2	33271.11	49867.17	16563.07
16.09.2005	2	33294.26	50169.27	16601.37
19.09.2005	2	33221.15	50079.13	16556.42
20.09.2005	2	33719.30	50806.26	16616.53
21.09.2005	2	33863.82	50862.09	16564.40
22.09.2005	2	33465.61	50477.68	16137.71
23.09.2005	2	33250.45	50164.19	16017.35
26.09.2005	2	33516.04	51044.52	16015.79
27.09.2005	2	33319.18	50912.29	15894.78
28.09.2005	2	32744.95	50229.03	15540.12
29.09.2005	2	33396.23	51258.38	15714.53
30.09.2005	2	33333.23	51305.43	15700.73
03.10.2005	2	34300.90	53114.64	15913.12
04.10.2005	2	35624.79	55094.24	16432.42
05.10.2005	2	34775.67	53628.33	16340.99
06.10.2005	2	33510.39	51486.90	16078.42
07.10.2005	2	33413.61	51241.82	16282.54
10.10.2005	2	33505.96	51506.20	16253.19
11.10.2005	2	34040.21	52698.00	16396.64
12.10.2005	2	33118.44	51003.14	16082.42
13.10.2005	2	32054.34	49419.53	15889.68
14.10.2005	2	31440.03	48249.34	15845.00
17.10.2005	2	31850.68	48430.19	16024.74
18.10.2005	2	31586.83	48008.38	15827.27
19.10.2005	2	30766.71	46790.89	15328.49
20.10.2005	2	31403.90	47848.69	15626.25
21.10.2005	2	31428.62	47971.43	15679.37
24.10.2005	2	31845.70	48788.55	15780.03
25.10.2005	2	31669.96	48722.18	15610.92
26.10.2005	2	31474.44	48432.83	15490.27
27.10.2005	2	31273.31	47989.02	15486.91
28.10.2005	1	31038.52	47488.95	15339.35
31.10.2005	2	31963.99	49063.46	15775.46
01.11.2005	2	32791.99	50603.59	16086.98
02.11.2005	1	33152.10	51181.63	16479.61
07.11.2005	2	33830.10	52353.80	16498.33
08.11.2005	2	33749.43	52235.90	16526.06
09.11.2005	2	33848.29	52413.64	16590.91
10.11.2005	2	34709.65	53927.19	17027.39
11.11.2005	2	34096.32	52836.82	16725.34
14.11.2005	2	34171.51	52860.31	16639.10
15.11.2005	2	34324.04	53221.82	16664.11
16.11.2005	2	34866.57	54174.93	16837.25
17.11.2005	2	35127.34	54685.69	16974.36
18.11.2005	2	35314.31	54734.69	17154.11
21.11.2005	2	35654.99	55245.40	17281.34
22.11.2005	2	35254.14	54625.51	17210.13

23.11.2005	2	36179.29	56167.16	17605.64
24.11.2005	2	36907.79	57818.07	17874.61
25.11.2005	2	36759.89	57711.04	17619.83
28.11.2005	2	36621.47	57362.53	17452.39
29.11.2005	2	37495.22	58943.28	17760.06
30.11.2005	2	38088.65	60122.20	17815.28
01.12.2005	2	38296.91	59935.07	18012.11
02.12.2005	2	38573.71	60202.14	18318.01
05.12.2005	2	39130.73	61080.25	18613.53
06.12.2005	2	38917.82	60445.45	18518.41
07.12.2005	2	38441.59	59443.19	18444.38
08.12.2005	2	38587.77	59828.89	18341.04
09.12.2005	2	37496.18	58282.07	17928.83
12.12.2005	2	38202.19	59447.76	18187.69
13.12.2005	2	37741.70	58969.12	17526.71
14.12.2005	2	37870.57	59250.20	17746.49
15.12.2005	2	37631.57	58736.27	17705.96
16.12.2005	2	37716.70	58854.57	17868.68
19.12.2005	2	37960.13	59078.99	17873.72
20.12.2005	2	37729.42	58804.64	17659.56
21.12.2005	2	38210.24	59833.17	17810.19
22.12.2005	2	38353.12	60267.48	17699.35
23.12.2005	2	38919.51	61058.33	17945.19
26.12.2005	2	39139.08	61402.19	18020.78
27.12.2005	2	39015.86	61364.05	17907.08
28.12.2005	2	39220.17	61666.23	18086.75
29.12.2005	2	39837.27	62755.03	18155.21
30.12.2005	2	39777.70	62800.64	18085.71
02.01.2006	2	39790.72	63042.23	18118.64
03.01.2006	2	40665.44	65081.55	18214.47
04.01.2006	2	41362.47	66569.03	18331.18
05.01.2006	2	41722.40	67308.63	18480.33
06.01.2006	2	41905.41	67597.54	18454.62
16.01.2006	2	43628.83	71505.98	18454.11
17.01.2006	2	44076.91	72584.14	18421.59
18.01.2006	2	42622.90	70085.26	17888.59
19.01.2006	2	43645.23	72157.90	18398.77
20.01.2006	2	44465.68	73150.74	19122.81
23.01.2006	2	43851.42	71911.36	18880.61
24.01.2006	2	44434.54	73236.07	18784.00
25.01.2006	2	45746.17	75503.59	19069.88
26.01.2006	2	45784.09	75384.66	19361.24
27.01.2006	2	45315.15	74053.63	19296.62
30.01.2006	2	44891.25	72895.86	19379.27
31.01.2006	2	44590.22	71889.97	19541.42
01.02.2006	2	45250.66	73112.03	19927.39
02.02.2006	2	44841.03	72428.27	20162.00
03.02.2006	2	44228.02	71159.93	20069.99
06.02.2006	2	44855.61	72332.16	20539.02

07.02.2006	2	44652.96	71824.99	20598.89
08.02.2006	2	43842.68	70295.98	20300.76
09.02.2006	2	44117.47	70798.45	20416.79
10.02.2006	2	44772.93	72311.75	20550.05
13.02.2006	2	44046.29	71030.82	20268.50
14.02.2006	2	43507.51	70413.84	20038.39
15.02.2006	2	43803.98	71128.23	20153.53
16.02.2006	2	45361.34	74000.97	20683.56
17.02.2006	2	46244.32	75486.19	21194.65
20.02.2006	2	46689.01	76249.20	21390.43
21.02.2006	2	46710.93	76130.93	21370.84
22.02.2006	2	46265.39	75121.82	21313.22
23.02.2006	2	46553.57	75412.99	21299.57
24.02.2006	2	46838.10	76069.19	21278.27
27.02.2006	2	47728.50	77862.94	21484.48
28.02.2006	2	47015.88	76560.29	21292.46
01.03.2006	2	47492.97	77407.23	21451.83
02.03.2006	2	46890.80	76104.97	21550.17
03.03.2006	2	46366.23	74756.52	21563.45
06.03.2006	2	45997.07	73993.12	21611.23
07.03.2006	2	43889.75	70747.06	20646.86
08.03.2006	2	42340.43	67983.03	19967.57
09.03.2006	2	42863.37	68935.57	20395.61
10.03.2006	2	42521.94	68347.41	20278.90
13.03.2006	2	44345.95	71748.23	20806.37
14.03.2006	2	42906.72	69247.51	20345.13
15.03.2006	2	43236.71	69819.29	20438.93
16.03.2006	2	44051.34	71343.61	20707.94
17.03.2006	2	44688.12	72390.06	21111.03
20.03.2006	2	44426.27	71587.43	21156.70
21.03.2006	2	44399.44	71538.34	21002.07
22.03.2006	2	44328.80	71160.78	20979.23
23.03.2006	2	44531.22	71273.88	20848.21
24.03.2006	2	43273.94	68881.24	20473.07
27.03.2006	2	42710.46	68012.87	20056.24
28.03.2006	2	41742.09	66666.05	19439.53
29.03.2006	2	42507.02	67780.08	19925.82
30.03.2006	2	42941.70	68694.25	20194.83
31.03.2006	2	42911.32	68636.50	20018.86
03.04.2006	2	44028.40	71006.05	20197.48
04.04.2006	2	44070.94	71127.38	20324.65
05.04.2006	2	44088.59	70847.93	20304.47
06.04.2006	2	43710.59	70150.67	19983.30
07.04.2006	2	44284.17	70827.84	20057.77
10.04.2006	2	43099.34	68837.52	19817.62
11.04.2006	2	42890.29	68289.91	19678.30
12.04.2006	2	42505.02	67503.05	19761.64
13.04.2006	2	41919.25	66561.87	19627.22
14.04.2006	2	42212.03	67092.30	19694.24

17.04.2006	2	41860.66	66515.19	19583.64
18.04.2006	2	42864.85	68121.95	19878.27
19.04.2006	2	43732.47	69623.87	20107.71
20.04.2006	2	43872.79	69781.39	20065.91
21.04.2006	2	45075.89	71741.20	20529.82
24.04.2006	2	45278.39	72382.62	20650.18
25.04.2006	2	45352.51	72610.83	20678.53
26.04.2006	2	44745.54	71527.94	20762.02
27.04.2006	2	43752.02	69787.85	20751.75
28.04.2006	2	43880.43	69875.83	20769.66
01.05.2006	2	44030.35	70262.04	20737.62
02.05.2006	2	44413.62	70814.24	20826.50
03.05.2006	2	44647.82	71145.91	20959.72
04.05.2006	2	44251.44	70287.10	20799.96
05.05.2006	2	44212.76	70013.44	20806.81
08.05.2006	2	44712.89	70812.82	21082.60
09.05.2006	2	44563.26	70546.89	21245.03
10.05.2006	2	43598.99	68586.32	20999.93
11.05.2006	2	43713.19	68690.06	21148.17
12.05.2006	2	41970.80	65796.33	20589.52
15.05.2006	2	40268.68	63772.89	19549.03
16.05.2006	2	41044.06	64940.39	19908.76
17.05.2006	2	40439.24	64134.04	19798.55
18.05.2006	2	39643.68	63055.05	19534.77
22.05.2006	2	36351.06	57864.48	18053.47
23.05.2006	2	37235.49	58995.15	18412.73
24.05.2006	2	36100.70	56718.14	17725.73
25.05.2006	2	36730.24	57964.98	17810.30
26.05.2006	2	38593.47	60811.84	18702.15
29.05.2006	2	38908.60	61269.00	18773.10
30.05.2006	2	37860.80	59512.19	18626.44
31.05.2006	2	38132.21	60287.09	18696.62
01.06.2006	2	38395.24	60580.80	18698.83
02.06.2006	2	39285.80	62074.59	19055.61
05.06.2006	2	37964.03	59839.11	18707.67
06.06.2006	2	37464.43	58852.30	18533.06
07.06.2006	2	36709.55	57451.78	18428.38
08.06.2006	2	35338.66	54999.60	17927.58
09.06.2006	2	34802.58	53779.28	18188.66
12.06.2006	2	34330.32	53115.09	17662.07
13.06.2006	2	32384.42	50252.72	16937.18
14.06.2006	2	32899.74	51001.90	17264.94
15.06.2006	2	33627.40	51675.42	18089.85
16.06.2006	2	34048.04	52225.25	18408.25
19.06.2006	2	34807.73	53823.29	18559.60
20.06.2006	2	34601.40	53714.19	18488.60
21.06.2006	2	33762.00	52212.56	18239.32
22.06.2006	2	34228.99	52500.99	18877.29
23.06.2006	2	33132.30	50896.38	18295.75

26.06.2006	2	31950.56	48780.70	17778.39
27.06.2006	2	32470.42	49624.43	17896.21
28.06.2006	2	33207.10	51081.59	18095.55
29.06.2006	2	34031.08	52419.07	18364.77
30.06.2006	2	35453.31	54247.09	19476.35
03.07.2006	2	35456.47	54433.09	19536.81
04.07.2006	2	36481.23	56206.77	19807.42
05.07.2006	2	35385.02	54452.97	19155.98
06.07.2006	2	35698.74	54917.45	19158.65
07.07.2006	2	36202.23	55668.39	19209.54
10.07.2006	2	36148.39	55726.95	19114.93
11.07.2006	2	35955.80	55736.65	18912.57
12.07.2006	2	35815.54	55724.32	18797.68
13.07.2006	2	35010.46	54320.40	18268.35
14.07.2006	2	33831.69	51910.47	18120.76
17.07.2006	2	32702.89	50104.76	17576.70
18.07.2006	2	33617.96	51766.86	18005.27
19.07.2006	2	33554.41	51583.42	17959.42
20.07.2006	2	35311.04	54633.16	18785.76
21.07.2006	2	34988.80	53763.21	18591.59
24.07.2006	2	34959.03	53912.94	18601.52
25.07.2006	2	35264.40	54398.02	18568.29
26.07.2006	2	35984.53	55815.86	18828.28
27.07.2006	2	36747.28	56820.62	19601.78
28.07.2006	2	36101.89	55638.40	19059.38
31.07.2006	2	36067.92	55596.40	19021.71
01.08.2006	2	35742.75	55086.72	18797.76
02.08.2006	2	35721.64	55154.32	18801.20
03.08.2006	2	35262.86	54338.32	18682.48
04.08.2006	2	36159.61	55938.72	19076.84

ÖZGEÇMİŞ

Özlem Yılmaz

Doğum Yeri : Ankara

Doğum Tarihi : 19/04/1978

Eğitim Bilgileri

İlkokul : Abdi İpekçi İlköğretim Okulu (1984-1992)

Lise : Batıkent Lisesi (YDA 1992-1996)

Üniversite : Gazi Üniversitesi Fen Edebiyat Fakültesi İstatistik Bölümü (1996-2001)

İş Deneyimi

ÖSYM ve Alfa Araştırma'da dönemsel pozisyonlar (2001)

Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi Öğrenci Sosyal Hizmetler Birim Saymanlığı (2002-2006)

Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi Öğrenci İşleri Daire Başkanlığı (2006)

Mimar Sinan Güzel Sanatlar Üniversitesi Strateji Geliştirme Daire Başkanlığı (Devam ediyor)

Yabancı Dil İngilizce

Bilgisayar MEB Bilgisayar İşletmenliği Sertifikası