

## İMKB ULUSAL 100 ENDEKSİ GETİRİ VOLATİLİTESİNİN ANALİZİ ÜZERİNE BİR ARAŞTIRMA\*

### A STUDY ON THE ANALYSIS OF ISE NATIONAL 100 INDEX RETURN VOLATILITY

*Dr. Zeynep ERGEN IŞIKLAR*

Selçuk Üniversitesi  
zeynepergen@selcuk.edu.tr

#### ÖZET

Son yıllarda küreselleşmenin etkisiyle birlikte finansal piyasalarda volatilité kavramına olan ilgi artmıştır. Zaman serilerinin sahip olduđu asimetri, kaldıraç etkisi vb. özellikler nedeniyle oluşan yüksek volatilité, varlıkların etkin fiyatlandırılmasını engelleyebilmektedir.

Bu çalışmada ağırlıklı olarak yüksek frekanslı finansal verilerdeki zamana bağılı deęişkenlięi, bir başka deyişle volatilitéyi analiz etmek için kullanılan koşullu deęişen varyans modelleri üzerinde durulmuştur. Veri olarak İMKB'nin Ocak 2007- Aralık 2009 tarihleri arasındaki günlük endeks deęerleri kullanılmıştır. XU100 endeksi zaman serisinde varyans modellemesi ve modellerin öngörü performansı deęerlendirilmesi yapılmıştır.

Çalışmamız sonucunda elde edilen çıktılar, ekonomide oluşan şoklardan İMKB'nin de etkilendiğini ve şokların volatilitéye sebep olduğunu göstermektedir.

**Anahtar Kelimeler:** Risk, risk yönetimi, zaman serileri, koşullu deęişen varyans, finansal volatilité, volatilité modelleri, volatilité, volatilité modelleri analizi, ARCH, GARCH, EGARCH

#### SUMMARY

The interest on volatility of financial markets was increased because of the effects of globalization in recent years. The qualifications such as asymmetry, leverage effect, etc. of the time series causes high volatility, and this also effect the efficiency of pricing the financial assets.

In this study, mainly in high-frequency financial data, depending on the time variability, in other words, volatility was used to analyze the changing conditional variance models. January 2007 - December 2009 daily index values of the Istanbul Stock Exchange (ISE) were used as data. Variance modeling and evaluation of the model performance were made for XU100 time series indice.

With the help of the results of the study it is founded that ISE is effected by the shocks in the economy moreover these shocks also causes volatility.

**Key Words:** Risk, risk management, time series, conditional heteroscedasticity, financial volatility, volatility models, volatility, volatility model analysis, ARCH, GARCH, EGARCH

\* Bu çalışma 2010 yılında Ankara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü İşletme Anabilim Dalında yapılan "Finansal Varlıkların Volatilité Modelleri İle Analizi" isimli yüksek lisans tezinden türetilmiştir.

## GİRİŐ

Ekonomi dnyası iinde finansal yatırımcılar bař aktörlerdir. Finansal yatırımcılar, ortaya koydukları sermayeleri farklı yollarla iřleterek getiri elde etme amalı bir yöntemle ekonomik yapının iřleyiřini saėlamaktadırlar. Yatırımcıların sermayeleri onların varlıkları olduėu iin sahiplik duygusu ile her zaman bu varlıklarını veya varlıkların deėerini artırmak istemektedirler.

Yatırım yapma söz konusu olduėunda yatırımcılar her ne kadar sermayelerinin artmasını isteseler de bu sermayelerinin bir bölümünü kaybetme riski ile de karřı karřıya kalabilmektedirler. Bu nedenle yatırımların temel amacına ulařabilmesi iin etkin bir risk yönetimi gerekleřtirilmek zorundadır.

Yatırımcıların etkin bir risk yönetimi yapabilmeleri yatırımlarına söz konusu olan varlıkları ve bu varlıkların gelecekteki durumunu, elde edebilecekleri kazanç ya da kayıpları iyi analiz etmelerine baėlıdır. Varlıkların analizi sayesinde performans ölçümü yapılabilen ve ulařılan sonuçlarla geleceėin belirsizliėi bir nebze de olsa azaltılabilmektedir. Performansın iyi bir Őekilde incelenmesi yatırımın ne kadar bařarılı olduėunu göstermesi aısından son derece önemlidir.

alıřmada teorik bilgiler çerevesinde İMKB Ulusal 100 fiyat endeksine ait olan 04/01/2007-31/12/2009 dnyemi gnlük getiri deėerleri kullanılarak oluřturulan serinin volatiliteleri iin en uygun modelin belirlenmesi ve bu modellerin performanslarının ölçülmesi iřlemleri gerekleřtirilmiřtir. Uygulama ařamasında Eviews 6 paket programından faydalanılmıřtır.

## 1. LİTERATÜR ÖZETİ

Risk, hedeflerin gerekleřtirilmesinde sorun yaratan olay ve olguların henüz tehlide dnyüřmemiř ve yönetilebilir halidir (Küüřahin vd., 2009). Genellikle bütün yatırım projelerinin gelecekteki nakit akıřı, risk ve belirsizlik tařıdıėından, risk ve belirsizliėin tanımlanması ve ölçülmesi, riskli projelerin deėerlendirilmesi ve seimi iin önem arz etmektedir (Bayrakdaroėlu ve Ege, 2006). Yatırım süreci beř temel ařamadan oluřmaktadır: Yatırım politikasının belirlenmesi, Menkul kıymet analizinin yapılması, Portföy oluřturulması, Portföyün deėiřtirilmesi (yenilenmesi), Portföy performansının deėerlendirilmesi (Karacabey ve Gökgöz, 2005:38-39). Risk yönetimi bir süreç olarak ele alındıėında birbirini takip eden dört ařamadan bahsetmek mümkündür (akınberk, 2010):



Piyasaya bilgi akıřı ve volatilité (veya risk) arasındaki iliřki finansal zaman serileri arasında varyansta nedenselliėi aıklamak iin kullanılmaktadır (Korkmaz ve Çevik, 2009).

Volatilité fiyat düzeylerindeki ani hareketler olarak tanımlanabilir. Yatırım kararlarını ve sonuçlarını doėrudan etkilediėi iin volatilité, volatilitenin modellenmesi ve tahmini yatırımcı, aracı kuruluř, piyasa düzenleyici kurumlar vb. piyasa katılımcıları iin oldukça önemlidir. Küreselleřme süreci ile piyasaların birbiri ile entegrasyonu artmıř ve bu durumdan geliřmekte olan piyasalar geliřmiř piyasalardan daha fazla etkilenmeye bařlamıřtır. Özellikle finansal kriz dnyemlerinde artan volatilité yüksek riski de beraberinde getirmektedir. Yüksek volatilitéye sahip finansal piyasalarda esnekliėin saėlanması ve piyasaların sorunsuz iřlemesi iin özel düzenlemelere ihtiya vardır. Yüksek volatilité yüksek risk demek olduėundan özellikle finansal krizler sonrasında yatırımcılar önemli kazanç ve kayıplar elde etmektedirler. Bu nedenle volatilitenin modellenmesi ve tahmin edilmesi oldukça önemlidir. Finansal

piyasalarda volatilitenin artmasıyla beraber yatırımcılar kararlarında deęişikliğe gidebilirler. Ayrıca politikacılar da volatilitenin reel ekonomiye yayılarak ekonomik performansı etkileyeceęi düşüncesiyle karar alabilmektedirler.

Yatırımcılar tek bir finansal varlık yerine birden fazla finansal varlığa yatırım yapmayı yani yatırımlarında portföy oluşturmayı tercih edebilmektedirler. Böyle bir durumda portföyün getirisinin volatilitésini incelemek için portföyün risk faktörleri arasındaki varyans ve kovaryansla birlikte her bir varlığın risk faktörlerine olan duyarlılığı da incelenmelidir (Sevil, 2001:41).

Hisse senedi getiri volatilitési, sadece temel bazı deęişkenlerin (temettü, kazanç oranı, karlılık, vb.) beklenti deęerinden ciddi sapmalar göstermesi sonucunda oluşacaktır (Güneş ve Saltoęlu, 1998:37).

Literatürde gerek finansal varlıklara ait çeşitli volatilité modellerinin kurulması ve kurulan modeller ile volatilitenin tahmin edilmesi(ön görülməsi), gerekse çeşitli volatilité modellerinin öngörü performanslarının karşılaştırılması amacıyla geçmişten günümüze farklı çalışmalar yapılmıştır. Bu çalışmalar farklı hisse senetleri, işlem hacimleri, likidite, getiri vb. alanlarda yürütölmektedir.

## 2. UYGULAMA

### 2.1 Veri ve Yöntem

Çalışmanın bu bölümünde İMKB Ulusal 100 Fiyat Endeksinin 04/01/2007-31/12/2009 dönemine ilişkin volatilitésinin analizi ve performans ölçümü yapılmıştır. Bu kapsamda Ulusal 100 fiyat endeksinin ilgili dönemde borsanın işleme açık olduęu her güne ait kapanış fiyatları (2. Seans kapanış fiyatları) kullanılarak getiri serisi oluşturulmuştur. Daha sonra oluşturulan zaman serisi yardımıyla endekse ilişkin üç yıl bir dönem kabul edilerek volatilité analizi yapılmıştır. Endeksin volatilité modellemesi ve zaman serisine bu süreçte uygulanması gereken testler Eviews 6.0 ekonometri paket programı yardımıyla gerçekleştirilmiştir. Program çıktıları ise teorik bilgiler çerçevesinde yorumlanmıştır.

Yukarıda sözü geçen uygulama sürecinde yapılmış olan ekonometrik incelemeler ve çalışmanın yöntemi aşağıdaki gibi özetlenebilir:

1) *Zaman serisini oluşturmak:* Endeksin günlük kapanış fiyatları kullanılarak getiri serisi logaritmik bir formda (1) numaralı formül yardımıyla hesaplanmıştır:

$R_t$ : t günü getiri deęeri

$P_t$ : t günü endeks kapanış fiyatı

olmak üzere

$$R_t = \ln \left( \frac{P_t}{P_{t-1}} \right) \quad (1)$$

2) *Zaman serilerinin grafiksel gösterimi ve korelogram oluşturulması:* Endeksin gözlem deęerleri ile oluşturulan zaman serisine ait grafik ve korelogram çizilmiştir. Grafikteki eğrinin durumuna göre serinin durağanlığı hakkında sezgisel yorumlama yapılmıştır. Buna göre eğri belirli bir ortalama etrafında küçük çaplı salınımlar gösteriyorsa serinin durağan olduęu, salınımların büyük çaplı ve ani iniş çıkışlar şeklinde olması halinde ise serinin durağan olmadığı söylenmiştir.

Korelogramlar zaman serilerinde otokorelasyonların belirlenmesini sağlayan çizelgelerdir. Korelogram analizi ile Otokorelasyon (ACF) ve Kısmi Otokorelasyon (PACF) Fonksiyonları ile Ljung-Box-Pierce-Q istatistiklerini birlikte incelenebilmektedir. AC fonksiyonu incelenen serideki komşu veriler arasında ne kadar bir korelasyon olduęunu göstermektedir. ACF deęerlerinin hepsinin birden eş anlı olarak sıfır olup olmadığını test etmek için Ljung-Box-Pierce-Q istatistięi kullanılmaktadır. Buna göre

n:Gözlem sayısı

K:Gecikme sayısı

k:Gecikme deęeri

$\rho_k$ :k gecikmesi için ACF deęeri

$$H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_k = 0$$

$$H_1: \rho_1 \neq \rho_2 \neq \dots \neq \rho_k \neq 0$$

olmak üzere

$$Q = n \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_k^2 \quad (2)$$

formülünden hesaplanan deęer  $\chi^2(K)$  tablo deęeri ile karřılařtırılır ve ilgili hipotezler test edilir. Eęer  $H_0$  hipotezi red edilirse ACF deęerlerinin en azından bazıları sıfırdan farklıdır. Bu durumda serinin duraęan olmadığı dięer bir deyiřle beyaz gürültü sürecine uymadığı söylenebilmektedir. Yani serinin doęrusal baęımlılıęı Ljung-Box-Pierce-Q istatistięi ile test edilmektedir. Bu test deęeri  $\chi^2$  tablo deęeri ile karřılařtırılır ve eęer  $H_0$  hipotezi kabul edilmezse serinin doęrusal baęımlı olduęu söylenebilmektedir. Q istatistięi serinin ortalamadan sapmasını ölçer ve hata teriminin otokorelasyon içerip içermedięini test etmektedir.

PAC fonksiyonu serideki verilerin birbirleri ile olan otokorelasyonunu dolaylı olarak hesaplamaktadır. Örneęin, AR(1) sürecinde  $y_t$  ile  $y_{t-2}$  birbirleriyle baęlı olmasına raęmen  $y_{t-2}$  modelde direk yer almaz. Bu nedenle  $y_t$  ile  $y_{t-2}$  arasındaki korelasyon  $y_t$  ile  $y_{t-1}$  ve  $y_{t-1}$  ile  $y_{t-2}$  arasındaki korelasyonun çarpımı řeklinde yazılabilmektedir. Bu baęıntı PAC fonksiyonu yardımıyla açıklanmaktadır (Kutlar, 2007:293).

ACF ve PACF deęerleri %5 anlamlılık düzeyinde  $(-2\sqrt{n}, +2\sqrt{n})$  aralıęında ise seri duraęandır řeklinde yorumlanabilmektedir. Ayrıca otokorelasyon deęerlerinin çok yavař bir řekilde azalması da seride trend etkisinin olduęunu göstermektedir.

Duraęan serilerde k gecikme deęeri büyüdükçe otokorelasyon fonksiyonu deęeri de sıfıra yaklařmalıdır. Bu yaklařım k gecikme deęerinin x ekseninde, otokorelasyon fonksiyonu deęerinin de y ekseninde yer aldıęı bir grafik yardımıyla da kolaylıkla görülebilmektedir. Fakat bir serinin duraęanlıęının kesin olarak incelemesi birim kök testi yardımıyla olmaktadır

### 3) Serinin duraęanlıęının kesin olarak incelenmesi için birim kök testinin yapılması:

Birim kök testi ile duraęanlık sınaması yapılırken ařaęıdaki hipotezler test edilmektedir:

$$H_0: \text{Birim kök var (seri duraęan deęil)}$$

$$H_1: \text{Birim kök yok (seri duraęan)}$$

Birim kök testi hipotezleri Dickley-Fuller testi ile incelenmektedir. Standart DF testi temel varsayımı hata terimlerinin baęımsız ve aynı daęılıma sahip olmasıdır. Fakat hata terimlerinde bu varsayım her zaman geçerli olmayacaęından iki farklı yaklařımla DF testi söz konusu olmaktadır: Parametrik bir yöntem olan Çoęaltılmış DF Testi(ADF Testi), parametrik olmayan Phillips-Perron Testi. ADF Testinde zaman serisinin gecikmeli deęeri otokorelasyonun kaldırılabilmesi için modele eklenmektedir. İlgili test istatistięi deęerleri Dickley-Fuller  $\tau$  test istatistięi tablo deęeri ile karřılařtırılmakta ve hipotezler test edilerek serinin duraęanlıęı incelenmektedir.

4) Serinin istatistiksel tanımlama testlerinin yapılması: Bu ařamada seriye ait istatistiksel deęerler (çarpıklık katsayısı, basıklık katsayısı, ortalama, standart sapma, vb.) hesaplanmıřtır.

İlgili deęerlerden çarpıklık katsayısı(skewness) sıfırdan küçük ise seri sola çarpık, sıfırdan büyük ise seri saęa çarpık demektir. Yani çarpıklık katsayısı sıfırdan farklı olan seri asimetrik daęılımlıdır. Çünkü simetrik bir daęılım olan normal daęılımın çarpıklık katsayısı sıfırdır. Dięer yandan basıklık katsayısı(kurtosis) 3'ten küçük ise seri normalden basık, 3'ten büyük ise de seri normalden daha dik(sivri) daęılmış demektir. Normal daęılmış bir seride Pearson'un tanımına göre basıklık katsayısı 3 olmaktadır. İstatistiksel tanımlamalar arasında yer alan Jarque-Bera test istatistięi ise serinin normal daęıldığını öne süren hipotezi test etmektedir. EKK artıklarının çarpıklık ve basıklık ölçülerinin hesaplanması ile elde edilen bu istatistik 2 serbestlik dereceli  $\chi^2$  tablo deęeri ile karřılařtırılmaktadır. Çünkü normal daęılmış bir serinin JB deęeri yaklaşık olarak %5 anlamlılık düzeyinde 2 serbestlik dereceli  $\chi^2$  tablo deęerine karřılık gelen 5.99 deęeri olmaktadır. İlgili seri için JB deęeri,

$$S: \text{Çarpıklık katsayısı}$$

$$K: \text{Basıklık katsayısı}$$

olmak üzere

$$JB = n \left[ \frac{S^2}{6} + \frac{(K-3)^2}{24} \right] \quad (3)$$

formülü ile hesaplanmakta ve 5.99'dan büyük ise serinin normal dađılmadıđı söylenebilmektedir (Kıran, 2008:90).

5) Uygun modelin seilmesi: Bir zaman serisinin AR(p), MA(q) veya ARMA(p,q) süreçlerinden hangisine uyduđunu belirlemenin bir yöntemi otokorelasyon fonksiyonu deđerlerinden yardım almaktadır. Buna göre eđer ACF deđerleri belirli bir q gecikmesinde zirve yapıp daha sonra kesilerek sıfırlanıyor ise seri MA(q) modeline uymaktadır. Diđer yandan PACF deđerleri belirli bir p gecikmesinde zirve yapıp daha sonra kesintiye uğruyor ise seri AR(p) modeline uymaktadır. Eđer ACF ve PACF deđerleri her iki kořulu da sađlıyor ise seri ARMA(p,q) modeline uymaktadır.

Diđer yandan serinin özelliklerine en uygun modelin belirlenmesi için alternatif olan ikinci yöntem ise farklı p ve q deđerlerine göre farklı AR(p), MA(q) ve ARMA(p,q) modellerini EKK yöntemiyle tahmin etmektir. Tahmin edilen modellerden minimum Akaike (AIC) ve Schwarz (SC) kriterini sađlayan, katsayıların istatistiksel olarak anlamlı olduđu model en uygun model olarak seilebilir. Eđer AIC ve SC kriterlerini minimum yapan modeller farklı ise belirlilik katsayısı ( $R^2$ ) daha büyük olan model tercih edilmelidir.

6) Hataların sabit varyanslı olup olmadıđının incelenmesi(ARCH LM Testi): Bir önceki adımda belirlenen ve serinin içinde bulunduđu en uygun süreci tanımlayan modelin hata teriminin standart varyans varsayımına uygunluđu ARCH LM Testi ile test edilmektedir. Ayrıca finansal verilerin ARCH tipi modeller ile analizi için deđişen varyans (ARCH) etkilerinin olup olmadıđı da incelenmelidir. ARCH LM Testi sonucunda hata teriminin varyansının deđişken olduđu sonucuna ulařılırsa bu deđişen varyansı modelleyecek uygun kořullu varyans modeli kurulmalıdır. Bu model belirlenirken yine AIC (tahmin deđer-parametre sayısı) ve SC [tahmin deđer-(parametre sayısı/2)\*ln(gözlem sayısı)] kriterlerinin minimum-Durbin Watson deđerini maksimum yapan, ayrıca hata terimleri rassal yürüyüş sürecine uyan model tercih edilmelidir.

7) Modellerin tahmin edilmesi: Deđişen varyans problemi olduđu tespit edilen bir seri ARCH tipi bir model yardımıyla analiz edilebilmektedir. İlgili modelin katsayılarının tahmini EKK ya da MO yöntemlerinden biri ile yapılmaktadır.

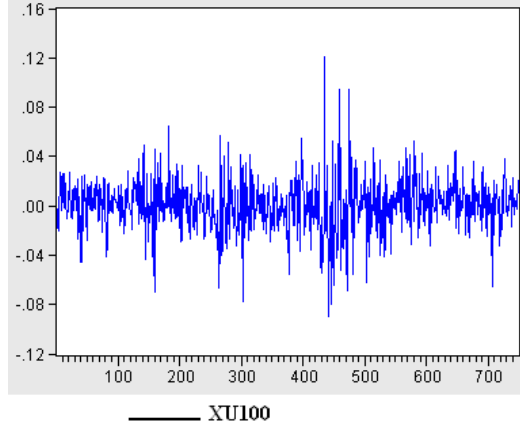
8) Tahmin edilen modeller yardımıyla volatilitenin öngörülmesi: ARCH-tipi modeller, hata teriminin kořullu varyansındaki deđişimleri açıklayan modellerdir. Modelin bu özelliđi mevcut verilerdeki volatilité konusunda bilgi verirken, gelecekte volatilitenin ne olacađı konusunda herhangi bir bilgi vermemektedir. Fakat gemiş dönem deđerleri veri olarak alındıđında hata teriminin kořullu varyansı seri deđerlerinin kořullu varyansına eřit olduđu için kořullu varyansın öngörülerini serinin gelecek varyansının da öngörüsü olmaktadır (<http://idc.sdu.edu.tr/tammetinler/kalkinma/kalkinma28.pdf>).

9) Modellerin öngörü performanslarının deđerlendirilmesi: Modellerin öngörü performansları öngörü hatası istatistikleri hesaplanarak karřılařtırılmaktadır. İlgili istatistik deđerleri minimum çıkan model yüksek performansa sahiptir denilebilmektedir.

## 2.2 Bulgular

XU100 endeksine iliřkin ilgili dönemde borsanın iřlem gördüđu her güne ait 2. seans kapanıř fiyatları kullanılarak formül (1) yardımıyla endeksin getiri serisi oluřturulmuřtur. Buna göre oluřturulan zaman serisinin büyüklüđu (gözlem sayısı) 748'dir. Oluřturulan getiri serisi Eviews 6 paket programına girildiđinde seri ile ilgili ulařılan sonuçlar ve yorumları ařađıda sunulmaktadır:

**Getiri serisi çizgi grafiđi:**



**řekil 2:** XU100 Endeksi Getiri Serisi Grafiđi

Yukarıdaki grafikte yatay eksen (apsis eksenini) yer alan deđerler gözlem sayısını göstermektedir. Buna göre 0-248 gözlem arası 2007 yılı, 249-498 gözlem arası 2008 yılı ve 499-748 gözlem arası ise 2009 yılı gözlemlerine karşılık gelmektedir. Diđer taraftan dikey eksen (ordinat eksenini) ise ilgili gözlem gününe ait olan getiri serisi deđerini vermektedir. Grafikten anlaşılacağı üzere XU100 endeksi getiri serisi genellikle sıfır ortalama etrafında dađılım göstermektedir. Ayrıca serideki en büyük deđişim 2009 yılı başlarında oluřmuřtur. Serinin genel dađılımının sıfır ortalama etrafında seyretmesi XU100 getiri serisinin durađan olduđu kanısını uyandırmaktadır.

**Getiri serisi korelogramı:**

Otokorelasyon	Kısmi Otokorelasyon	ACF	PACF	Q-İst.	Olasılık
1	0.070	0.070	3.6320	0.057	
2	-0.013	-0.018	3.7674	0.152	
3	-0.036	-0.034	4.7530	0.191	
4	0.046	0.051	6.3750	0.173	
5	-0.007	-0.015	6.4083	0.268	
6	-0.059	-0.058	9.0648	0.170	
7	-0.076	-0.065	13.411	0.063	
8	0.019	0.024	13.680	0.091	
9	0.072	0.065	17.561	0.041	
10	0.077	0.070	22.047	0.015	
11	-0.003	-0.005	22.056	0.024	
12	-0.015	-0.016	22.226	0.035	
13	0.139	0.136	37.075	0.000	
14	-0.013	-0.041	37.200	0.001	
15	-0.022	-0.006	37.569	0.001	
16	-0.015	0.015	37.734	0.002	
17	0.051	0.045	39.746	0.001	
18	0.040	0.030	40.972	0.002	
19	-0.034	-0.037	41.871	0.002	
20	-0.011	0.009	41.963	0.003	
21	-0.001	-0.010	41.964	0.004	
22	0.012	-0.007	42.068	0.006	
23	0.016	0.007	42.267	0.008	
24	-0.045	-0.034	43.855	0.008	
25	0.048	0.065	45.650	0.007	
26	0.055	0.016	47.960	0.005	
27	-0.025	-0.039	48.430	0.007	
28	-0.049	-0.037	50.285	0.006	
29	-0.006	0.006	50.311	0.008	
30	0.017	-0.000	50.525	0.011	

**řekil 3:** XU100 Endeksi Getiri Serisi Korelogramı

Getiri serisine ilişkin řekil 3'deki korelogramda seri deđerleri arasındaki otokorelasyon ve kısmi otokorelasyon katsayıları 30 gecikmeye kadar hesaplanmıřtır. Daha önce de bahsedildiđi gibi n gözlem sayısı olmak üzere ACF ve PACF deđerlerinin %5 anlamlılık düzeyinde  $(-2/\sqrt{n}, +2/\sqrt{n})$  aralıđında yer alması serinin durađan olduđunun göstergesidir. Buna göre XU100 Endeksi için n=748 olmak üzere řekil 8'deki ACF ve PACF deđerlerinin

hepsinin (-0.073,+0.073) aralıęında seyretmesi serinin duraęan olduęu yönündeki görüřümüzü desteklemektedir.

**Getiri serisinin birim kök testi:** XU100 Endeksine iliřkin grafiksel ve korelogram yardımıyla yapılan incelemeler sonucunda serinin duraęan olduęu sezgisel olarak söylenmiřtir. Fakat duraęanlıęın kesin olarak belirlenmesi için seriye iliřkin birim kök testi uygulanmıřtır.

Sıfır Hipotezi : XU100 birim köke sahip  
Dıřsal deęişken: Sabit  
Gecikme uzunluęu=0 (otomatik olarak SIC'ye dayanır, maxgecikme=19)

	t-istatistięi	Olasılık *
ADF Test İstatistięi	-25.43922	0.0000
Kritik Deęerler		
1% düzeyinde	-3.438877	
5% düzeyinde	-2.865193	
10% düzeyinde	-2.568771	

\*Mac-Kinnon tek taraflı p deęeri

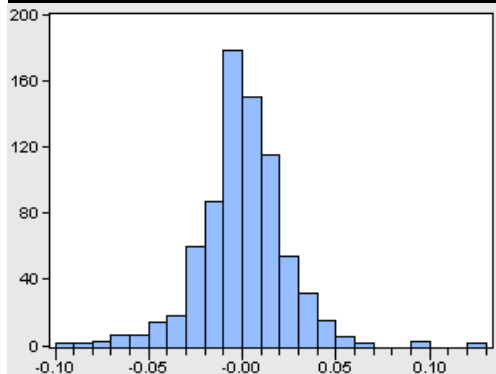
ADF Test Denklemi  
Baęımlı deęişken:XU100  
Yöntem:EKK  
Örneklem(ayarlanmış): 2 748  
İçerilen gözlem: 747 ayarlamaadan sonra

Deęişken	Katsayı	Standart hata	t-istatistięi	Olasılık
XU100(-1)	-0.930365	0.036572	-25.43922	0.0000
C	0.000380	0.000799	0.475857	0.6343
R <sup>2</sup>	0.464858	Ortalama koşullu var		3.34E-05
Düzeltilmiş R <sup>2</sup>	0.464140	S.D koşullu var		0.029814
Regresyon stand. hata	0.021824	Akaike deęeri		-4.808905
Artık kareler toplamı	0.354846	Schwarz deęeri		-4.796546
Logaritmik olabilirlik	1798.126	F-istatistięi		647.1539
Durbin-Watson ist.	1.995735	Olasık(F-istatistięi)		0.000000

#### **Şekil 4:** XU100 Getiri Serisi Birim Kök Testi Sonuçları

XU100 Endeksi getiri serisi birim kök sonuçlarında (bkz: Şekil 4) görüldüęü gibi ADF Test istatistięi deęeri -25.43922 olarak hesaplanmıřtır. Dięer yandan bu istatistięin karşılaştırılacaęı kritik deęerler %1 anlamlılık düzeyi için -3.438877, %5 anlamlılık düzeyi için -2.865193 ve %10 anlamlılık düzeyi için -2.568771 olarak gerçekteřmiştir. Hesaplanan ADF istatistik deęeri tüm anlamlılık düzeylerinde kritik deęerlerden mutlak deęerce büyük olmuřtur. Bu ise XU100 Endeksi getiri serisinin birim kök içerdiiğini savunan sıfır hipotezinin red edilmesi anlamındadır. Yani seri birim kök içermemekte ve bu sebeple kesin olarak duraęan bir seri olarak nitelendirilebilmektedir.

#### **Serinin istatistiksel tanımlamalarının yapılması:**



Seri: XU100  
Örnek: 1 748  
Gözlem: 748  
Mod: 0.000402  
Medyan: 0.000118  
Max.: 0.121272  
Min.: -0.90137  
Standart Sapma: 0.021848  
Çarpıklık: 0.008075  
Basıklık: 5.858296  
Jarque-Bera: 254.6353  
Olasılık: 0.000000

**řekil 5:** XU100 Endeksi Getiri Serisinin İstatistiksel Tanımlaması

XU100 Endeksi getiri serisi 0.000402 mod, 0.000118 medyan ve 0.021848 standart sapma deęerine sahiptir. Volatilite modellemesi yapılmadan önce zaman serilerinde özellikle incelenmesi gereken istatistiksel deęerler çarpıklık katsayısı ve basıklık katsayısı deęerleridir. Getiri serisinin çarpıklık katsayısı 0.008075 olarak bulunmuřtur. Çarpıklık katsayısı sıfırdan büyük olduęundan getiri serisi saęa çarpık, asimetric bir daęılım sergilemektedir. Ayrıca basıklık katsayısı 5.858296 olarak hesaplanmıřtır ve bu deęer 3'ten büyük olduęundan getiri serisinin normalden daha dik (sivri) bir daęılım sergiledięi söylenebilmektedir. Yani seride kalın kuyruk özellięi vardır.

Zaman serilerinin analizi sırasında arařtırmacılar serilerin sahip olduęu özellikleri belirlerken birim kök testi, çarpıklık katsayısı ve basıklık katsayısının yanı sıra Jarque-Berra deęerini de incelemektedirler. XU100 Endeksi getiri serisi Jarque-Berra deęeri 254.6353 olarak hesaplanmıřtır. Bu istatistik deęeri serinin normal daęıldığını savunan sıfır hipotezini test etmek için kullanılmaktadır. Hesaplanan JB deęeri normal daęılıma ait olan  $\chi^2(2)=5.99$  kritik deęerinden büyük olduęu için sıfır hipotezi kabul edilemez. Yani getiri serisi normal daęılmamaktadır.

**XU100 Endeksi getiri serisine uygun kořullu ortalama modelinin belirlenmesi:** Getiri serisinin özelliklerini incelemek için yapılan çalıřmalar sonucunda zaman serisinin duraęan, asimetric yapılı, normalden daha dik ve normal olmayan bir daęılıma sahip olduęu anlařılmıřtır. Bu nedenlerle getiri serisinin yapısı klasik yöntemler yerine serideki özellikleri modelleyebilecek kořullu ortalama modelleri ile modellenerek incelenmelidir.

AKAİKE DEęERİ (AIC)						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-	-4,810351	-4,807731	-4,807088	-4,805984	-4,803317
1	-4,808905	-4,806368	-4,804925	-4,804165	-4,801970	-4,801075
2	-4,805844	-4,804391	-4,821306	-4,800265	-4,818461	-4,815816
3	-4,803630	-4,802370	-4,804470	-4,808353	-4,815402	-4,820190
4	-4,803332	-4,800644	-4,816978	-4,814874	<b>-4,835991</b>	-4,833960
5	-4,799904	-4,798237	-4,809345	-4,811724	-4,815707	-4,832047

**Tablo 1:** XU100 Endeksi Getiri Serisi ARMA(p,q) Modelleri Akaike Deęerleri

SCHWARZ DEęERİ (SC)						
p/q	0	1	2	3	4	5
0	-	<b>-4,798005</b>	-4,789212	-4,782396	-4,775119	-4,766279
1	-4,796546	-4,787830	-4,780207	-4,773268	-4,764893	-4,757819
2	-4,787286	-4,779647	-4,790376	-4,763149	-4,775159	-4,766328
3	-4,778860	-4,771408	-4,767315	-4,765006	-4,765862	-4,764457
4	-4,772337	-4,763451	-4,773585	-4,765282	-4,780200	-4,771970
5	-4,762671	-4,754799	-4,759701	-4,755874	-4,753652	-4,763786

**Tablo 2:** XU100 Endeksi Getiri Serisi ARMA(p,q) Modelleri Schwarz Deęerleri

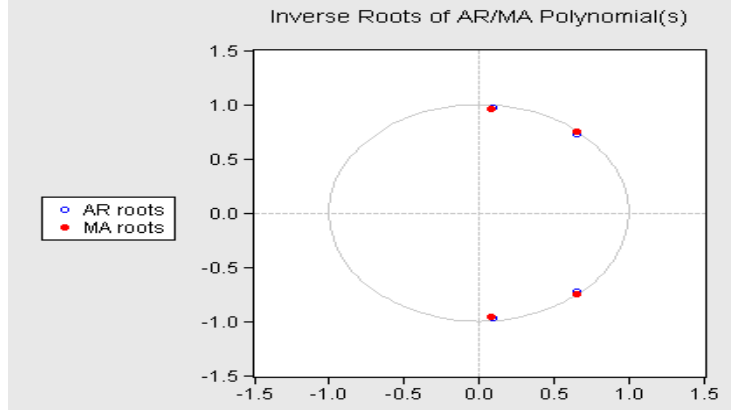
XU100 Endeksi getiri serisine uygun kořullu ortalama denkleminin bulunması için farklı p ve q gecikmelerinde ARMA(p,q) modelleri tahmin edilmiřtir. Literatürde uygun modelin belirlenebilmesi için

- Parametrelerin anlamlılıęı
- Determinasyon katsayısının yüksek olması
- Akaike bilgi kriterinin düşük olması
- Schwarz bilgi kriterinin düşük olması
- Hata kareler toplamının düşük olması
- Olabilirlik oranının yüksek olması
- Modelin F istatistięinin anlamlı olması
- Öngörü performansı ölçme kriterlerinin küçük olması (RMSE, MAE, Theil U)



beklenmektedir (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2006). Bununla birlikte uygun model belirlenirken yapılan çalıřmalarda çoğunlukla Akaike ve Schwarz kriterleri baz alınmaktadır. Bu çalıřmada da literatürde uygulama ařamasında en sık kullanılan yöntemle göre getiri serisini modelleyebilecek uygun model belirlenmiřtir. Bu kapsamda tüm modellerin Akaike ve Schwarz deęerleri tablo 9 ile tablo 10'da verilmiřtir. Buna göre  $p=0,1,2,3,4,5$  ve  $q=0,1,2,3,4,5$  deęerlerinin tüm kombinasyonları ile oluřturulan modeller arasında minimum Akaike deęeri  $p=q=4$  için kurulan ARMA(4,4) modeli ve minimum Schwarz deęeri  $p=0, q=1$  için kurulan ARMA(0,1)=MA(1) modeline aittir.

ARMA(4,4) modeline iliřkin tahmin sonuçları tablo 2'de gösterilmektedir. Buna göre AR (4) sürecine ait olan tüm parametrelerin toplamı  $\{|AR(1) + AR(2) + AR(3) + AR(4)|\}$ ;  $|1,498029 - 2,157871 + 1,432191 - 0,909494| = 0,128145 < 1$  olduęu için AR süreci duraęanlık kořulunu saęlamaktadır. Őekil 6'de yer alan grafikte de görüldüęü gibi ARMA(4,4) modeline iliřkin otoregresif ve hareketli ortalama kısımlarının parametreleri birim çember ierisinde ve birbirine yakın pozisyonda bulunmuřtur. Bu sonu modelin getiri serisini aıkladıęı yönündeki görüřümüzü destekler niteliktedir.



**Őekil 6:** ARMA(4,4) Modeli Katsayıları İçin Duraęanlık Ve Anlamlılık Testi

Ayrıca katsayılar için hesaplanan t istatistięi deęerleri mutlak deęerce kritik deęerden ( $744-8=736$  serbestlik derecesi ve %5 anlamlılık düzeyinde t deęeri=1.645) daha büyük olduęu için katsayıların sıfıra eřit olduęunu varsayan sıfır hipotezi reddedilmekte ve katsayılar %5 anlamlılık düzeyinde anlamlı olmaktadır.

Baęimli deęiřken: XU100	Yöntem: EKK	Örnek (ayarlanmıř): 5 748	İerilen gözlem: 744		
Deęiřken	Katsayı	Standart hata	t-istatistięi	Olasılık	
C		0.000454	0.000828	0.548091	0.5838
AR(1)	1.500177		0.030832	48.65585	0.0000
AR(2)	-2.158826		0.049120	-43.95024	0.0000
AR(3)	1.433630		0.047747	30.02583	0.0000
AR(4)	-0.909249		0.027852	-32.64525	0.0000
MA(1)	-1.469466		0.035505	-41.38810	0.0000
MA(2)	2.116093		0.058954	35.89371	0.0000
MA(3)	-1.368633		0.058485	-23.40140	0.0000
MA(4)	0.916710		0.034248	26.76651	0.0000
*R <sup>2</sup>		0.050900	*Ortalama kořullu var		0.000476
*Düzeltilmiř R <sup>2</sup>		0.040569	*S.D. kořullu var		0.021879
*Regresyon standart hatası		0.021430	*Akaike bilgi kriteri		-4.835991
*Artık kareleri toplamı		0.337557	*Schwarz kriteri		-4.780200
*Logaritmik olabilirlik		1807.989	*Hannan-Quinn kriteri		-4.814485
*F-istatistięi		4.927208	*Durbin-Watson ist.		1.957832
*Olasılık(F-istatistięi)		0.000006			

**Tablo 3:** XU100 Endeksi Getiri Serisi ARMA(4,4) Modeli

ARMA(4,4) Modeline iliřkin serisel korelasyon testi sonularına göre  $nR^2=21,89802$  olarak bulunmuřtur ve bu sonuca göre model katsayıları arasında 30 gecikmeye kadar serisel korelasyon gözlemlenmemiřtir. Tüm bu sonulara dayanarak XU100 endeksi getiri serisi için

uygun modelin ARMA(4,4) modeli olduđu söylenebilmektedir.<sup>†</sup> Örneđin AR(1) katsayısı için hesaplanan t deđeri=51.26566>1.645 olduđundan bu katsayının sıfıra eřit olduđunu varsayan sıfır hipotezi reddedilmekte, diđer bir söylemle katsayı anlamlı bulunmaktadırdır. O halde serinin özelliklerini yansıtmakta en uygun olduđu düşünölen ARMA(4,4) modelinin formel yapısı ařađıdaki gibi olmaktadır:

$$XU100_t = 0.000474 + 1.498029XU100_{t-1} - 2.157871XU100_{t-2} + 1.432191XU100_{t-3} - 0.909494XU100_{t-4} - 1.468388 e_{t-1} + 2.116491 e_{t-2} - 1.369067 e_{t-3} + 0.918187 e_{t-4} + e_t$$

**Modelin ARCH LM testi:** Getiri serisini en uygun modellediđi düşünölen ARMA(4,4) modeli hata terimlerinin varyansının zamandan bađımsız (sabit) olup olmadıđı ARCH LM testi ile test edilmelidir. ARCH LM testi sonuçları ařađıda verilmektedir:

ARCH TEST			
F-istatistiđi	3.562572	Olasılık F(30,683)	0.000000
nR <sup>2</sup>	96.61032	Olasılık $\chi^2(30)$	0.000000

**Tablo 4:**XU100 Endeksi Getiri Serisi ARMA(4,4) Modeli ARCH LM Testi

30 gecikme deđeri için yapılan ARCH LM testi ARMA(4,4) modeli hata teriminin varyansının sabit olduđunu savunan sıfır hipotezine karřılık varyansın hata teriminin gecikmeli deđerleri için farklı olduđunu savunan alternatif hipotezi test etmektedir. Elde edilen sonuçlara göre  $nR^2=96,61032 > \chi^2(30)=43,7729$  olduđundan %5 anlamlılık düzeyinde sıfır hipotezi reddedilmektedir. Yani ARMA(4,4) Modeli hata terimi varyansı gecikmeli deđerler için zaman boyunca sabit deđildir, modelde deđişen varyans sorunu söz konusu olmaktadır.

**Getiri serisinin koşullu varyansının analizi:** Yapılan incelemeler sonucunda temel bazı özellikleri belirlenen zaman serisinin volatilitési, hata terimleri temel varsayımları sađlamadıđı için klasik tahmin yöntemleri ile modellenip tahmin edilememektedir. Bunun yerine, seride karřılařılan deđişen varyans, kalın kuyruk, asimetri, kaldıraç etkisi vb. özellikleri modelleyebilecek koşullu deđişen varyans modelleri ve bu modellerin tahmini ile volatilité öngörümü yapılmasına karar verilmiřtir.

Serinin volatilitésinin modellenmesi ve bu model yardımıyla öngörüsünün yapılarak volatilitenin analizi için ARCH(p), GARCH(p,q) ve EGARCH(p,q) modellerinden faydalanılacaktır. Bu kapsamda literatürde en çok kullanılan p=1,2,3 q=1,2,3 gecikme deđerleri tercih edilmiřtir. Buna göre modellere iliřkin sonuçlar tablo 6'de verilmektedir:

<sup>†</sup> Schwarz kriterini minimum yapan MA(1) modeli belirlilik katsayısı (R<sup>2</sup>) ARMA(4,4) modeli belirlilik katsayısından daha küçük olduđu için MA(1) modeli incelenmemiřtir.

İMKB Ulusal 100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi Üzerine Bir Arařtırma

	ARCH p=1	ARCH p=2	ARCH p=3	GARCH p=1,q=1	GARCH p=1,q=2	GARCH p=1,q=3	GARCH p=2,q=1
$\alpha_0$	0.000399	0.000273	0.000217	2.26E-05	1.76E-05	6.83E-06	3.45E-05
$\alpha_1$	0.141529	0.146124	0.056186	0.107432	0.079936	0.037532	0.004563
$\alpha_2$		0.311186	0.257577				0.149327
$\alpha_3$			0.266955				
$\beta_1$				0.843780	1.261698	2.340870	0.771984
$\beta_2$					-0.379720	-2.189383	
$\beta_3$						0.796781	
$R^2$	0.032000	0.022340	0.011928	0.024062	0.025439	0.007288	0.027185
AIC	-4.830882	-4.881736	-4.915918	-4.957353	-4.959479	-4.949562	-4.964685
SC	-4.762663	-4.807348	-4.835331	-4.882965	-4.878892	-4.872677	-4.884099
SSE	0.344279	0.347715	0.351418	0.347102	0.346613	0.353068	0.345992
LOB	1808.088	1828.006	1841.721	1856.135	1857.926	1858.920	1859.863
RMSE	0.021832	0.021865	0.021881	0.021868	0.021861	0.021836	0.021856
MAE	0.015923	0.015981	0.016019	0.015984	0.015984	0.015992	0.015983
Theil U	0.915608	0.908910	0.921110	0.905598	0.910972	0.907009	0.915191

	GARCH p=2,q=2	GARCH p=2,q=3	GARCH p=3,q=1	GARCH p=3,q=2	GARCH p=3,q=3	E-GARCH p=1,q=1	E-GARCH p=1,q=2
$\alpha_0$	3.37E-05	3.38E-05	3.32E-05	6.46E-05	5.49E-05	-0.709173	-1.002983
$\alpha_1$	0.001496	-0.003248	0.006389	-0.024226	-0.007107	0.194784	0.022927
$\alpha_2$	0.145063	0.151072	0.126406	0.146106	0.133649		0.233084
$\alpha_3$			0.011531	0.168689	0.126105		
$\beta_1$	0.855477	1.061460	0.782284	-0.200206	0.428003	0.929070	0.898017
$\beta_2$	-0.074685	-0.680195		0.770244	-0.028476		
$\beta_3$		0.395217			0.231615		
$\gamma_1$						-0.115525	-0.198297
$\gamma_2$							0.088883
$\gamma_3$							
$R^2$	0.027508	0.006901	0.040249	0.025375	0.028106	0.029046	0.030370
AIC	-4.962113	-4.950021	-4.968744	-4.957836	-4.959473	-4.982304	-4.983537
SC	-4.875327	-4.857037	-4.881958	-4.864851	-4.860289	-4.901717	-4.890553
SSE	0.345877	0.353206	0.341345	0.346635	0.345664	0.345330	0.344859
LOB	1859.906	1856.408	1862.373	1859.315	1860.924	1866.417	1868.876
RMSE	0.021856	0.021834	0.021854	0.021846	0.021846	0.021830	0.021835
MAE	0.015984	0.015982	0.015983	0.016003	0.015976	0.015952	0.015936
Theil U	0.916065	0.908582	0.917358	0.912072	0.922292	0.931260	0.916227

	E-GARCH p=1,q=3	E-GARCH p=2,q=1	E-GARCH p=2,q=2	E-GARCH p=2,q=3	E-GARCH p=3,q=1	E-GARCH p=3,q=2	E-GARCH p=3,q=3
$\alpha_0$	-0.532430	-0.543253	-0.785190	-1.105717	-0.621000	-0.889165	-1.646300
$\alpha_1$	-0.010964	0.175038	0.006154	-0.108804	0.181987	-0.007136	0.096862
$\alpha_2$	0.355234		0.238770	0.291892		0.288190	0.210922
$\alpha_3$	-0.149756			0.216651			0.171060
$\beta_1$	0.951530	0.919679	0.834741	0.180768	1.125366	0.793079	-0.379999
$\beta_2$		0.028280	0.090031	0.719642	-0.318576	-0.131045	-0.329432
$\beta_3$					0.132333	0.252996	0.788157
$\gamma_1$	-0.208169	-0.085510	-0.215090	-0.260991	-0.101720	-0.202289	-0.192360
$\gamma_2$	0.071907		0.100734	-0.077401		0.058460	-0.002373
$\gamma_3$	0.061520			0.183977			-0.033710
$R^2$	0.031489	0.014016	0.031525	0.046393	0.029246	0.028677	0.045500
AIC	-4.982306	-4.955749	-4.998009	-5.013810	-4.978250	-4.987390	-4.996844
SC	-4.876924	-4.868964	-4.898826	-4.902228	-4.885265	-4.882008	-4.879063
SSE	0.344461	0.350675	0.344448	0.339160	0.345259	0.345461	0.339478
LOB	1870.418	1857.539	1875.259	1883.137	1866.909	1872.309	1877.826
RMSE	0.021845	0.021866	0.021828	0.021848	0.021835	0.021840	0.021839
MAE	0.015961	0.016010	0.015945	0.016043	0.015961	0.015965	0.015957
Theil U	0.916986	0.930998	0.913971	0.916324	0.927343	0.924975	0.925811

Tablo 5: XU100 Endeksi Getiri Volatilitésinin Analizi

Tablo 5, hata terimlerinde ARCH etkisi olduđu belirlenen XU100 Endeksi getiri serisi ARMA(4,4) modeline iliřkin alternatif volatilité modellerinin tahmin sonuçlarını ve modellerin öngörü performansı kriterlerini göstermektedir. XU100 Endeksi getiri serisi volatilitésinin analizi için incelenen alternatif modellerin formel yapısı genel olarak ařađıdaki gibi verilebilmektedir:

$$\text{ARCH}(p): \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 \quad \ni \alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \sum_{i=1}^p \alpha_i < 1 \quad (4)$$

$$\text{GARCH}(p,q): \sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{k=1}^q \beta_k \sigma_{t-k}^2 \quad \ni \alpha_0 > 0, \alpha_i, \beta_k \geq 0, \alpha_i + \beta_k < 1 \quad (5)$$

$$\text{EGARCH}(p,q): \log(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \beta_i \log(\sigma_{t-i}^2) + \sum_{j=1}^q \alpha_j \frac{|u_{t-j}|}{\sqrt{\sigma_{t-j}^2}} + \sum_{k=1}^q \gamma_k \frac{u_{t-k}}{\sqrt{\sigma_{t-k}^2}} \quad (6)$$

Tabloda tahmin sonuçları verilen ARCH ve GARCH modellerinden hangisinin XU100 Endeksi getiri serisi volatilitésini en iyi řekilde analiz ettiđini belirleyebilmek için model deđerlendirme kriterlerine bakılmıřtır. Buna göre GARCH(1,2), GARCH(1,3), GARCH(2,2), GARCH(2,3), GARCH(3,2) ve GARCH(3,3) modellerine ait olan parametrelerin bazıları negatif çıktıđı için bu modeller inceleme kapsamı dıřında tutulmuřtur. Diđer modellerin kriterler açařısından analizi ise ařađıdaki gibi özetlenebilmektedir:

- Determinasyon katsayısı ( $R^2$ ) en yüksek olan model GARCH(3,1) modelidir.
- Akaike bilgi kriteri (AIC) en küçük olan model GARCH(3,1) modelidir.
- Schwarz bilgi kriteri (SC) en küçük olan model GARCH(2,1) modelidir.
- Hata kareleri toplamı (SSE) minimum olan model GARCH(3,1) modelidir.
- Logaritmik olabilirlik (LOB) deđeri en büyük olan model GARCH(3,1) modelidir.
- RMSE ve MAE ölçütleri en küçük olan model ARCH(1) modelidir.
- Theil U kriteri minimum olan model GARCH(1,1) modelidir.

Görüldüđu gibi model deđerlendirme kriterleri açařısından bakıldıđı takdirde genel olarak GARCH(3,1) modeli incelenen özelliklerden 4 tanesi bakımından en iyi model olarak sečilmiřtir. Diđer taraftan model parametreleri  $\alpha_0 = 3.32E-05 > 0$ ,  $\alpha_1 = 0.006389 > 0$ ,  $\alpha_2 = 0.126406 > 0$ ,  $\alpha_3 = 0.011531 > 0$ ,  $\beta_1 = 0.782284 > 0$  ve  $\alpha_1 + \alpha_2 + \alpha_3 + \beta_1 = 0.92661 < 1$  olduđundan GARCH(p,q) model parametreleri için aranan şartları sađlamaktadır. Yani tahmin edilen GARCH(3,1) modeli parametreleri anlamlılık ve durađanlık şartlarını sađlamaktadır. Tüm bu faktörler göz önünde bulundurulduđu takdirde XU100 getiri serisindeki kořullu varyansı modelleyebilecek en iyi modelin GARCH(3,1) modeli olduđu belirlenmiřtir. Tahmin edilen modelin matematiksel formu denklem (5)'den ařađıdaki gibi kurulabilmektedir:

$$\sigma_t^2 = 3.32 \times 10^{-5} + 0.006389 u_{t-1}^2 + 0.126406 u_{t-2}^2 + 0.011531 u_{t-3}^2 + 0.782284 \sigma_{t-1}^2$$

GARCH(3,1) modeli tahmin edildikten sonra artıklara iliřkin ARCH LM testi yapılmıřtır. 5 gecikme deđerine kadar yapılan inceleme sonucunda  $nR^2=0.384234$  deđerini  $\chi^2(5)=11.070$  kritik deđerinden küçük olduđu için sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiřtir. Yani GARCH(3,1) modeli tahmini sonucunda artıklarda ARCH etkisi bulunamamıřtır, kořullu deđiřen varyans sorunu çözümlenmiřtir. Bununla birlikte tahmin sonuçlarına iliřkin korelogram deđerlerinden model artıklarında otokorelasyon olmadıđı anlařılmıřtır. GARCH(3,1) modeli tahmin artıkları saf hata terimi özelliđi göstermektedir.

Deđiřen varyans testi: ARCH			
F-istatistiđi	0.076262	Olasılık F(5,733)	0.9958
$nR^2$	0.384234	Olasılık $\chi^2(5)$	0.9958

**Tablo 6:** GARCH(3,1) Modeli ARCH LM Testi

ARCH ve GARCH modelleri serilerdeki deęişen varyansı modellemekle birlikte seri üzerindeki kaldıraç etkisini modellemekte yetersiz kalmaktadır. Bu nedenle finansal piyasalara gelen haberlerin volatilité üzerindeki etkisini belirleyen  $\gamma$  parametreleri modellere eklenerek EGARCH modelleri kurulmuřtur. XU100 serisi ARMA(4,4) modeli hata terimlerindeki kořullu varyans ile birlikte volatilité üzerindeki kaldıraç etkisini de modelleyebilmek için kurulan farklı EGARCH modelleri arasından model belirleme kriterlerine göre bir inceleme yapılarak en iyi modelin (6 kriter için) EGARCH(2,3) modeli olduęu sonucuna ulařılmıřtır. EGARCH modelinde kořullu varyans logaritmik olarak modellendięi için parametrelerde herhangi bir kısıt söz konusu deęildir. Çünkü parametreler negatif olsa dahi varyans daima pozitif çıkacaktır. EGARCH (2,3) modelinde asimetri parametreleri  $\gamma_1 = -0.260991 < 0$ ,  $\gamma_2 = -0.077401 < 0$ ,  $\gamma_3 = 0.183977 > 0$  olarak bulunmuřtur. Asimetri parametresinin negatif olması kořullu varyans üzerinde negatif volatilitenin etkisinin daha çok olduęunu, yani seride kaldıraç etkisinin mevcut olduęunu göstermektedir. Dięer bir deyiřle piyasalara yansıyan kötü haberlerin volatilité üzerindeki etkisi iyi haberlerin etkisinden daha çok olmaktadır. Dięer yandan  $|\beta_1 + \beta_2| = |0.180768 + 0.719642| = 0.90041$  deęerinin 1'e yakın olması da řoklar sırasında volatilitenin kalıcılıęının uzun sürdüęü řeklinde yorumlanabilmektedir. EGARCH(2,3) modeli matematiksel formu denklem (6)'dan;

$$\log(\sigma_t^2) = -1.105717 + 0.180768 \log(\sigma_{t-1}^2) + 0.719642 \log(\sigma_{t-2}^2) - 0.108804 \frac{|u_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + 0.291892 \frac{|u_{t-2}|}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} + 0.216651 \frac{|u_{t-3}|}{\sqrt{\sigma_{t-3}^2}} - 0.260991 \frac{u_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - 0.077401 \frac{u_{t-2}}{\sqrt{\sigma_{t-2}^2}} + 0.183977 \frac{u_{t-3}}{\sqrt{\sigma_{t-3}^2}}$$

EGARCH(2,3) modeli tahmin edildikten sonra artıklara iliřkin ARCH LM testi yapılmıřtır. 5 gecikme deęerine kadar yapılan inceleme sonucunda  $nR^2=0.690617$  deęeri  $\chi^2(5)=11.070$  kritik deęerinden küçük olduęu için sıfır hipotezi %5 anlamlılık düzeyinde kabul edilmiřtir. Yani EGARCH(2,3) modeli tahmini sonucunda artıklarda ARCH etkisi bulunmamıřtır, kořullu deęişen varyans sorunu çözümlenmiřtir. Bununla birlikte tahmin sonuçlarına iliřkin korelogram deęerlerinden model artıklarında otokorelasyon olmadıęı anlařılmıřtır. EGARCH(2,3) modeli tahmin artıkları saf hata terimi özellięi göstermektedir.

Deęişen varyans testi: ARCH			
F-istatistięi	0.137130	Olasılık F(5,733)	0.9837
nR <sup>2</sup>	0.690617	Olasılık $\chi^2(5)$	0.9835

**Tablo 7:** EGARCH(2,3) Modeli ARCH LM Testi

GARCH(3,1) ve EGARCH(2,3) modelleri Theil U kriterine göre kıyaslandıęı takdirde deęişen varyansla birlikte kaldıraç etkisini de modelleyen EGARCH(2,3) modelinin en iyi performansa sahip olan model olduęu söylenebilmektedir.

### 3. Sonuç ve Deęerlendirme

Bu çalıřmada İMKB Ulusal 100 Fiyat Endeksine iliřkin volatilité modellemesi yapılmıř ve ilgili modellerin öngörü performansları deęerlendirilmiřtir. Uygulamada endeksin 04/01/2007-31/12/2009 dönemine ait günlük kapanıř deęerleri kullanılarak hesaplanan getiri serisi ile incelemeler yapılmıřtır. Bu kapsamda finansal zaman serilerinin sahip olduęu asimetri, kaldıraç etkisi, kalın kuyruk vb. özellikler incelenmiř, zaman serilerinde ortaya çıkan deęişen varyans, piyasalara yansıyan bilgilere simetrik tepki vermeme gibi sorunlar ve çözümleri arařtırılmıřtır. Yapılan istatistiksel ve ekonometrik hesaplamalardan elde edilen sonuçlara göre endekse ait finansal zaman serisi saęa çarpık, normalden daha dik ve normal

olmayan bir dađılıma sahiptir. Endeksin zaman serisinde asimetric hareketler ve kaldıraç etkileri gözlemlenmiştir.

Zaman serisinde tespit edilen özellikleri modelleyebilecek en uygun koşullu ortalama modeli ARMA(4,4) Modeli olarak bulunmuřtur. ARMA(4,4) modeline yapılan test sonuçları modelin hata teriminin saf hata terimi özelliđi göstermediđine, yani seride deđişen varyans sorununun varlıđına işaret etmiştir. Zaman içerisinde deđişen varyansa sahip zaman serilerinde volatilitenin modellenmesi için klasik yöntemler yerine farklı Otoregresif Koşullu Hareketli Ortalama Modelleri kurulmuřtur. Alternatif modeller içerisinde model belirleme kriterleri baz alınarak serideki asimetric hareketleri modelleyebilen en uygun model ARCH(p) ve GARCH(p,q) modelleri arasından seçilmiştir. Buna göre XU100 endeksi için GARCH(3,1) modeli en uygun model olarak bulunmuřtur. Diđer taraftan serinin sahip olduđu kaldıraç etkisi özelliđini modelleyebilmek için ise farklı EGARCH(p,q) modelleri kurulmuř ve bunlar arasından XU100 endeksi için EGARCH(2,3) modeli model deđerlendirme kriterlerine göre en uygun model olarak seçilmiştir.

İnceleme kapsamındaki finansal zaman serilerindeki koşullu deđişen varyansı modellediđi düşünölen modellerin öngörü performanslarının deđerlendirilebilmesi için bu modeller kullanılarak tahminler yapılmıř ve tahminlere iliřkin öngörü hatası istatistikleri hesaplanmıştır. Tahminlerin yapılması sırasında dinamik öngörü yöntemi uygulanmıştır. Buna göre sonraki dönemler için tahmin deđerleri denklemin tahmin ettiđi veriler baz alınarak yapılmaktadır. Örneđin 3. Gün için bir öngörü yapılacaksa kullanılacak veriler 1. ve 2. Güne ait olan gerçekteřmiř tarihi veriler deđil denklemin tahmin ettiđi veriler olmaktadır. Modellerin öngörü performansları Theil U öngörü hatası istatistik kriterine göre deđerlendirildiđi takdirde EGARCH(p,q) modellerinin en iyi performansa sahip olduđu gözlemlenmiştir. Diđer yandan EGARCH(p,q) modellerinin  $\beta$  parametreleri toplamına göre zaman serilerindeki volatilitenin kalıcılıđı incelenmiştir.  $\beta$  parametreleri toplamı 1'e yaklařtıkça volatilitenin kalıcılıđı artmaktadır.

#### KAYNAKÇA

- Bayrakdarođlu, A.- Ege, İ., “Yatırım Projelerinin Deđerlendirilmesinde Riski Dikkate Alan Yaklařımların Uygulanabilirliđinin Analizi:Kayseri İli İmalat Sanayinde Bir Uygulama”, **Eskiřehir Osmangazi Üniversitesi İİBF Dergisi**, 2006, C:1, S.2, s.87-104
- Çakınberk, Arzu, “Stratejik İttifaklarda Risk Faktörleri ve Risk Yönetimi”, **Fırat Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 2010, C.20, S.1, s.353-363
- Ergen, Zeyep, “**Finansal Varlıkların Volatilite Modelleri İle Analizi**”, Yüksek Lisans Tezi, Ankara, 2010
- Güneř, H., Saltođlu, B., **İMKB Getiri Volatilitésinin Makroekonomik Konjonktür Bađlamında İrdelenmesi**, 1. Baskı, İstanbul, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, 1998
- <http://idc.sdu.edu.tr/tammetinler/kalkinma/kalkinma28.pdf> (Eriřim Tarihi:05/01/2010)
- Karacabey, A.A., Gökgöz, F., **Emeklilik Fonlarının Portföy Analizi**, Siyasal Kitabevi, 2005
- Kıran, Burcu, “Döviz Kuru Volatilitésinin Asimetric Üslü ARCH (ApARCH) Modeli İle Tahmini”, **Faculty of Business and Economics**, 2008-2009, Vol:10/11
- Korkmaz, T., Çevik, E. İ., “Zımnı Volatilite Endeksinden Geliřmekte Olan Piyasalara Yönelik Volatilite Yayılma Etkisi”, **Bankacılık ve Finansal Piyasalar**, 2009,C.3, S. 2, s.87-105
- Kutlar, Aziz, **Ekonometriye Giriř**, 1. Baskı, Nobel Yayınları, Ankara, 2007
- Küçükřahin, A., řafak, İ. C., Dedeođlu, Ç., “Güvenlik Bađlamında Risk ve Risk Yönetimi”, **Güvenlik Stratejileri Dergisi**, 2009, Yıl.5, S.10, s. 9-34

Sevil, Güven, **Finansal Risk Yönetimi Çerçevesinde Piyasa Volatilitesinin Tahmini Ve Portföy Var Hesaplamaları**, Eskişehir, T.C Anadolu Üniversitesi Yayınları No:1323, 2001a

Sevüktekin, M., Nargeleçekenler, M., “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Getiri Volatilitesinin Modellenmesi ve Önrporlanması”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, 2006, C.61, S.4, s.243-265