

# ***İSTANBUL MENKUL KIYMETLER BORSASINDA DEĞİŞKENLİĞİN (VOLATİLİTENİN) ARCH-GARCH YÖNTEMLERİ İLE MODELLENMESİ***

**Yard.Doç. Dr. Tülin ATAKAN** ‡  
İstanbul Üniversitesi,  
İşletme Fakültesi,  
Finans Anabilim Dalı

## **ÖZET**

Bu çalışmada, ARCH ailesi modelleri kullanarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda (İMKB) oynaklığın (değişkenliğin) modellenmesinde kullanılabilecek en uygun metod araştırılmıştır. İMKB-Bileşik 100 Endeksinin 1987-2008 dönemini kapsayan ve günlük kapanış değerlerinden hareketle gerçekleştirilen bu çalışmada, İMKB-100 Bileşik Endeksi volatilitenin arch etkisi taşıdığı ve değişkenliğin tahmin edilmesinde kullanılacak en uygun modelin GARCH (1,1) olduğu tespit edilmiştir. Bunun yanısıra, kriz zamanlarında ve belirsizlik dönemlerinde İMKB-100 Endeksi getirisindeki değişkenliğin arttığı ve bu dönemlerde volatilitenin kümelenmelerinin gözlemlendiği sonucu elde edilmiştir.

**Anahtar Sözcükler:** değişkenlik (volatilitenin), İMKB-100 bileşik endeksi, ARCH-GARCH modelleri, volatilitenin kümelenmesi.

## **THE MODELLING OF VOLATILITY AT THE ISTANBUL STOCK EXCHANGE WITH ARCH-GARCH MODELS**

### **ABSTRACT**

This study investigates the most appropriate method for modelling the volatility at the Istanbul Stock Exchange (ISE) by using the ARCH type models. The research spans the period of 1987-2008 of ISE-100 Index and uses the daily closing data. It is observed that the volatility of ISE-100 Index has the arch effect and the most appropriate model for forecasting the volatility of ISE-100 Index is GARCH(1,1). Moreover, during the crises and uncertain periods, the volatility of ISE-100 Index return series increases and volatility clustering is observed.

**Keywords:** Volatility, Istanbul Stock Exchange (ISE)-100 index, ARCH-GARCH models, volatility clustering.

---

‡ f.tulinatakan@gmail.com

## I. GİRİŞ

Risk ve getiri kavramları finans teorisinde önemli bir yere sahiptir. Finansal piyasalarda menkul kıymetlerin taşıdığı risk ve getiri düzeylerinin tespit edilmesi, piyasa katılımcılarının yatırım tercihleri ve rasyonel kararları açısından büyük önem arz eder; çünkü yatırımcılar portföylerini oluştururken finansal araçların getirilerini, volatilitelerini ve birbirleriyle etkileşimini dikkate alırlar.

Volatilite risk yönetiminde temel bir kavramdır. Bilindiği üzere, finansal bir varlığın riski getirilerindeki değişkenlikten kaynaklanmaktadır. Diğer bir deyişle, finansal piyasalardaki risk kavramı, gerçekleşen getirinin beklenen değerden sapma olasılığını ifade eder. Yakın geçmişe kadar sermaye piyasalarında volatilitiyi ölçmek için hisse senedi değişimlerinin standart sapması kullanılmıştır. Klasik standart sapma hesaplamalarında doğrusal zaman serisi yöntemi kullanılırken, varyansın zaman içerisinde değişkenlik göstermediği varsayılır. Ancak günümüzde, finansal değişkenler için varyansın sabit olduğu kabulü pek geçerli değildir.

Modern finans teorisinde risk ve belirsizliğin artan önemi, zamanla değişken varyans ve kovaryansın modellenmesine olanak sağlayan ekonometrik zaman serilerinin gelişimini sağlamıştır. Günümüzde yüksek frekanslı günlük finansal verilerin kullanıldığı çalışmalar, doğrusal zaman serisi modelleri yerine, doğrusal olmayan koşullu değişken varyans modellerinin kullanılması gerekliliğini ortaya

koymuştur. Sermaye piyasalarındaki volatilitiyi konu alan ampirik çalışmalar incelendiğinde, koşullu değişkenliği modellemede en başarılı sonuçlar veren ARCH ve GARCH tipi modellerin olduğu gözlemlenmektedir.

Bundan dolayı çalışmada, koşullu değişken varyans yöntemleri olarak da bilinen bu yöntemler kullanılarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndaki (İMKB) oynaklık modellenmeye çalışılmıştır. Çalışmanın II. Bölümü bu konuyla ilgili yapılan çalışmaları içeren literatür araştırmasını, III.A. Bölümü istatistiksel modeli, III.B. Bölümü yapılan analizi ve bulguları ve IV. Bölüm sonuç bölümünü kapsamaktadır.

## II. LİTERATÜR ARAŞTIRMASI

Finansal piyasalardaki hızlı değişimler ve hisse senedi piyasalarındaki oynaklıklarda gözlemlenen artışlar, son zamanlarda volatilitenin modellenmesi üzerine yapılan çalışmaların artmasında ve oynaklığın tahmini üzerine yeni tekniklerin geliştirilmesinde önemli rol oynamıştır. Bu kapsamda bakıldığında, dünya finans literatüründe 1980'li yılların başıyla birlikte hisse senedi piyasalarında gerçekleşen volatilitenin modellenmesine ilişkin çalışmaların sayısında önemli ölçüde bir artış gözlemlenmektedir.

Mandelbrot (1963), finansal piyasalarda işlem gören varlıkların fiyatlarındaki değişimlerde yüksek miktartlı değişimleri yine yüksek, küçük miktartlı değişimleri ise yine küçük miktartlı değişimlerin izlediği

şeklinde kümelenmelerden (volatilité kümelenmeleri) oluştuğunu ortaya koymuştur. Bu özellik finansal değişkenlerdeki oynaklığın statik olmayıp dinamik bir yapı gösterdiğini ön plana çıkarmaktadır.

Finansal piyasalarda bu dinamik yapının daha iyi anlaşılması ve zaman içerisinde değişiklik gösteren oynaklığın tahmin edilebilmesi amacıyla volatilitéyi inceleyen birçok çalışma yapılmıştır. Bu çalışmalar daha çok uluslararası hisse senedi piyasalarındaki getiriler arasındaki volatilitéyi inceleyen çalışmalardır.

Ülkemizde ise 1990'lı yılların ikinci yarısıyla birlikte hisse senedi piyasalarındaki oynaklığın modellenmesi ve tahminlemesi üzerine yapılan çalışmalarda bir artış gözlemlenmektedir. Bu makalenin asıl hedefi Türk hisse senedi piyasasındaki değişkenliğin incelenmesi ve modellenmesi olduğundan, bu çalışmada yurtdışında yapılan araştırmalara yer verilmemiş ve yurtiçinde yapılan çalışmalara odaklanarak bu çalışmalar aşağıda sunulmuştur.

Dağlı (1996) çalışmasında İMKB'nin gelişmekte olan hisse senedi piyasaları ile karşılaştırmalı risk ve getiri yapısını incelemiştir. 1976-1992 dönemini kapsayan araştırmada Dağlı (1996), en yüksek getirinin Arjantin, Filipinler ve Kolombiya'dan sonra Türkiye'de elde edildiğini ortaya koymuştur. Aylık bazda riskleri ele alan araştırmacı, analiz döneminde getiri serilerine ait en yüksek standart sapmayı Arjantin'de bulmuştur. Bu sonuç, yüksek getirinin yüksek riski de

beraberinde getirdiği olgusunu desteklemektedir. Buna karşın, en yüksek ikinci risk Türkiye'de gözlemlenirken, İMKB'deki bu riskin getiri ile telafi edilemediği sonucu elde edilmiştir.

Balaban, Candemir ve Kunter (1996), 1988-1995 dönemini içeren araştırmalarında İMKB Bileşik Endeksi getirilerindeki değişkenliği Box-Jenkins yöntemi ile açıklamaya çalışmışlardır. Aylık endeks verilerinden hareketle gerçekleştirilen çalışmalarda yazarlar, ARMA yönteminin İMKB'deki değişkenliği modellemede iyi bir yöntem olduğu sonucuna ulaşmışlardır.

Diğer taraftan Yılmaz (1997) çalışmasında, İMKB Bileşik Endeksi'ni kullanarak Türk Sermaye Piyasası'nda değişkenliğin vade yapısını incelemiştir. Yazar hem 1988-1996 yılları arasındaki dönemde hem de ayrıca her yıl için tek tek değişkenliğin yapısını irdelemiş, çalışmasının sonucunda değişkenliğin vade yapısının Brownian hareketi sergilemediği bulgusunu elde etmiştir. Bu, İMKB Bileşik Endeksi getirilerinin zamanla orantılı olarak değişirken, standart sapma ile ifade edilen riskin zamanın karekökünden daha hızlı arttığı anlamına gelmektedir.

Yavan ve Aybar (1998) çalışmalarda İMKB Bileşik Endeksinin değişkenliğini ARCH ailesi yöntemleri ile modellemeye çalışmışlardır. Ocak 1986-Aralık 1996 dönemini kapsayan çalışmalarda yazarlar, risk-getiri teorisine uygun, İMKB'de öngörülen yapıda bir değişkenliğin olduğunu ortaya koymuşlardır. GARCH(1,1) yönteminin İMKB getiri serisindeki

değişkenliği başarıyla öngördüğü bulgusunu elde eden araştırmacılar aynı zamanda, İMKB getirilerinin koşullu varyansının gecikmeli şoklardan etkilendiği sonucuna ulaşmışlardır. Bu çalışma, İMKB’de negatif asimetri ve volatilité kümelenmesinden ilk defa söz edilmesi açısından önem taşımaktadır.

Gökçe (2001) ARCH grubu modeller kullanarak, 2 Ocak 1989-31 Aralık 1997 dönemini içeren çalışmasında İMKB’deki oynaklığı tahminleyen en iyi modeli araştırmıştır. Yazar 2245 günlük gözlem üzerinden hareketle yaptığı analiz sonucunda, GARCH(1,1) modelinin İMKB-100 Endeksi’ndeki oynaklığı açıklamada en iyi model olduğu sonucuna varmıştır. Bununla birlikte araştırmacı, günlük işlem hacmi ile günlük getiri arasında güçlü ve pozitif yönlü bir ilişki tespit etmiştir.

Aydın (2003) yüksek lisans çalışmasında, İMKB-30 Endeksi’ndeki hareketleri ve oynaklığı incelemiş, hisse senedi getirilerinin normal dağılım göstermediğini, oynaklığın şiddetlendiği dönemlerde kümelenmelerin olduğunu, finansal zaman serilerinde gözlemlenen negatif asimetri ve kalın kuyruk sorununun İMKB-30 Endeksi’nde de gözlemlendiğini ortaya koymuştur. Bu sebeplerden dolayı, İMKB-30 Endeksi’nin modellenmesinde Üstel Ağırlıklı Hareketli Ortalama (Exponential Weighted Moving Average-EWMA) ve Genelleştirilmiş ARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-GARCH) modellerini kullanan Aydın, Garch (1,1)’i İMKB Endeksinin

oynaklığının ölçülmesinde en uygun model olacağını savunmuştur.

Özer ve Türkyılmaz (2004) Türk Sermaye Piyasası’nda Şubat 2001 Krizi’nin etkilerini inceledikleri çalışmalarında, İMKB-100 Endeksi’nin ve Amerikan Doları kurunun Ocak 2000-Mart 2002 dönemindeki değerlerini ele almışlardır. Araştırmada, ilgili dönemde İMKB-100 Endeksi için ARCH etkisi bulunurken, Dolar kurunda bu etkiye rastlanmamıştır. Kriz öncesi sabit kur sisteminin geçerli olmasından dolayı Dolar kurunda ARCH etkisine rastlamayan araştırmacılar, ARCH ailesinden çeşitli modeller denemişler ve en büyük log olabilirlik kriterine göre EGARCH(1,1) modelini İMKB-100 Endeksi getiri serisi için uygun bulmuşlardır. Bununla birlikte, analizlerinin bir alt dönemi olarak ele aldıkları Mart 2001-Mart 2002 dönemindeyse İMKB-100 Endeksi için düşük bir ARCH etkisi bulunmuştur ve en uygun model ARCH(1) olarak tespit edilmiştir.

Mazıbaş (2005) 15 farklı simetrik ve asimetric GARCH modeli kullanarak İMKB Bileşik, Mali, Hizmet ve Sınai Endeksleri’ndeki oynaklığı modellemeye çalışmıştır. 1997-2004 dönemine ait günlük, haftalık ve aylık oynaklık verilerini kullanarak, asimetric fiyat hareketlerinin ve kalın kuyruk probleminin Türk hisse senedi piyasalarında gözlemlendiğini ortaya koyan yazar, volatilitenin tahmin edilmesinde haftalık ve aylık bazda yapılan öngörülerin günlük tahminlere kıyasla daha isabetli sonuçlar ortaya koyduğunu belirtmiştir.

Akgün ve Sayan (2005) İMKB-30 Endeksi verilerini kullanarak hisse senedi getirilerindeki asimetriklik sorununu açıklamaya çalışmıştır. Asimetrik Şartlı Varyans Modellerini (Asymmetric Conditional Heteroscedasticity Models-EGARCH, GJR, APARCH, FIEGARCH, FIAPARCH) kullanarak 4 Ocak 2000 - 25 Nisan 2005 dönemini içeren çalışmada yazarlar, asimetrik modellerin İMKB'deki oynaklığı tahminlemede daha iyi sonuç vereceğini ve APARCH ile FIAPARCH modellerinin oynaklığı açıklayan en iyi iki model olduğunu ortaya koymuşlardır. Tüm bunların yanısıra yazarlar, negatif asimetri ve kalın kuyruk özellikleri taşıyan finansal verilerin normal dağılım göstermediğini ifade ederken, bundan dolayı student-t veya çarpık student-t dağılımlarının modellemede tercih edilmesinin daha doğru sonuçlar üreteceğini öne sürmüşlerdir.

Sarioğlu (2006) doktora tezinde, İMKB'de işlem gören hisse senedi getirilerindeki oynaklığın modellenmesini detaylı bir şekilde incelemiştir. Riskin nasıl tahminleneceği sorusunu yanıtlayabilmek amacıyla yazar çalışmasında, İMKB Ulusal-100 Bileşik Endeksi getiri değişkenliğini en iyi tahminleyen değişkenlik modellerini Ocak 1991 - Aralık 2004 ve Mayıs 1996 - Aralık 2004 dönemleri olmak üzere iki ayrı dönem için analiz etmiştir. GARCH (1,1) ve EGARCH (1,1) modellerinin İMKB-100 Endeksi'ndeki oynaklığı açıklamada en iyi modeller olduğunu belirten araştırmacı, aynı zamanda hisse senedi getirilerindeki oynaklığın

tespitinde şartlı varyans modellerinin üstünlüğünü de ortaya koymuştur.

Kısaca, Türk Sermaye Piyasası'ndaki değişkenlik yapısını inceleyen ve az sayıda olup yukarıda değinilen bu çalışmaların sonuçlarını özetlersek, ülkemizde sermaye piyasalarında;

- Yüksek ortalama getiri ve yüksek değişkenlik söz konusudur,
- Getiri serilerinde normal dağılım gözlemlenmemektedir,
- Getiri serilerinde zamana dayalı bir değişken varyans (heteroskedastik) söz konusudur.
- Borsaya gelen olumlu ya da olumsuz haberlerin getiri serilerindeki asimetrik etkisinden söz etmek mümkündür.

### III. İSTATİSTİKİ MODEL VE ARCH-GARCH ANALİZLERİ

#### III.A. İSTATİSTİKİ MODEL

Zaman serilerinin çoğunda olduğu gibi, finansal serilerde de sabit varyans varsayımının geçerli olmadığı görülmektedir. Zaman serilerinde sabit varyans varsayımının sağlanamadığını ilk defa ortaya koyan Engle (1982) otoregresif koşullu değişken varyans (Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-ARCH) modelini ortaya koymuştur.

Engle (1982)'ın modelinde koşullu varyans, hata terimlerinin kare değerlerine ve koşullu gecikmeli varyanslara bağlıdır. Hata terimini ( $\varepsilon_t$ ) ortalaması (0) olan bir stokastik süreç,

$$\varepsilon_t = Z_t \sqrt{h_t} \quad (1)$$

olarak ifade etmiş ve bu sürecin elemanları arasında korelasyonun

bulunmadığı savından hareket etmiştir. Engle (1982) bu modelinde  $Z_t \approx N(0,1)$  beyaz gürültüyü,  $h_t$  de  $\varepsilon_t$ 'nin koşullu varyansını göstermektedir ve  $h_t$  zamanla değişebilmektedir. Denklemde, (t) periyodundaki koşullu varyans,  $h_t$  bir sabit sayı ve önceki periyotlardan gelen gecikmeli hata terimlerinin karesi ile ifade edilmektedir.

Klasik bir ARCH modeli aşağıdaki şekilde ele alınabilir (Gujarati, 2001, s. 437-438): (m) değişkenli bir regresyon modelini aşağıdaki şekilde ifade edecek olursak,

$$Y_t = \beta_1 + \beta_2 X_{2t} + \dots + \beta_k X_{kt} + \varepsilon_t \quad (2)$$

(2) numaralı denklemde (t-1) döneminde şartlı bilgi elde edilebildiği varsayımı altında hata terimi;  $\varepsilon_t \sim N[0, (\alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{t-1}^2)]$  yani  $\varepsilon_t$ , sıfır ortalama,  $(\alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{t-1}^2)$  varyansla normal dağılmaktadır. Hata teriminin sıfır ortalamaya sahip olması klasik en küçük kareler yöntemi-nin varsayımlarından biri iken, hata teriminin t dönemindeki varyansının (t-1) döneminin hata teriminin karesinin bir fonksiyonu olarak ele alınması ARCH modelinin getirdiği bir yenilik-tir. Ayrıca, hata teriminin varyansının  $(\alpha_0 + \alpha_1 + \varepsilon_{t-1}^2)$  şeklinde ifade edilmesi ARCH(1) süreci olarak adlandırılmaktadır.

ARCH modelinin uygulamasında, nispi olarak uzun gecikmeler kullanılması ve sabit gecikme yapısının önerilmesi nedeniyle, koşullu varyans denklemindeki parametrelere bazı kısıtlamalar konulmuştur. Bu kısıtlamaların sağlanamaması ve

negatif varyanslı parametre tahminlerine ulaşılması sakıncasını gidermek amacıyla, Bollerslev (1986), Engle'in ARCH Modeli'ni geliştirerek Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişken Varyans (Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity-GARCH), Modeli'ni oluşturmuştur. GARCH Modeli, hem otoregresif hem de hareketli ortalamalar terimlerinin koşullu varyansın modellenmesinde kullanılabilmesini sağlamaktadır. GARCH(p,q) Modeli aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$a_t = \varepsilon_t \sigma_t, \\ \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i a_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3)$$

Burada da yine  $\varepsilon_t, [N \sim (0,1)]$

$\omega > 0$  ve  $\alpha_i \geq 0$ ,  $\beta_j \geq 0$  ve durağan bir süreç olabilmesi için  $\sum_{i=1}^{\max(q,p)} (\alpha_i + \beta_i) < 1$  olmalıdır.

GARCH modeli, hem daha fazla geçmiş bilgiye dayanan, hem de daha esnek bir gecikme yapısına sahiptir ve ARCH (p) sürecinde koşullu varyans, sadece geçmiş örneklem varyanslarının doğrusal bir fonksiyonu iken, GARCH (p,q) sürecinde, koşullu varyansın gecikmeli değerleri de modele dahil edilmektedir. Şartlı varyansı gösteren (3) numaralı denklem, ortalamanın ( $\omega$ ), ARCH teriminin ( $\varepsilon_{t-1}^2$ ) ve GARCH teriminin ( $\sigma_{t-1}^2$ ) bir fonksiyonudur. Dolayısıyla GARCH (p,q) gösteriminde (p) ARCH terimini ve (q) GARCH terimini ifade etmektedir.

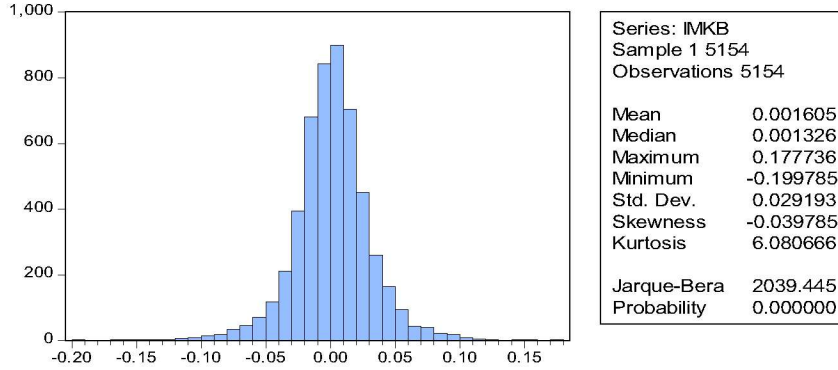
### III.B. İSTATİSTİKİ ANALİZ VE BULGULAR

Bu çalışma, 3 Temmuz 1987-18 Temmuz 2008 tarihleri arasındaki İMKB-100 Bileşik Endeksinin getirilerinden hareketle toplam 5157 günlük data kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Veri seti Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB) Web Sitesinden alınmıştır. İstatistiki testlerin sınanmasında Eviews 6.0 paket programından yararlanılmıştır.

İMKB-100 Endeksi günlük kapanışlarından hareketle aşağıda verilen 4 nolu denklemden hareketle getiri serileri modeli oluşturulduktan sonra, endeks getirilerine ilişkin tanımlayıcı istatistikler hesaplanmış ve aşağıda Şekil 1’de verilmiştir. Burada  $İMKB-100_t$  ve  $P_t$  sırasıyla, ilgili endeksin (t) anındaki logaritmik getirisini ve kapanış fiyatını göstermektedir.

$$İMKB-100_t = \ln(P_t / P_{t-1}) \quad (4)$$

**Şekil 1. İMKB-100 Bileşik Endeksi Getiri Dağılım İstatistikleri**

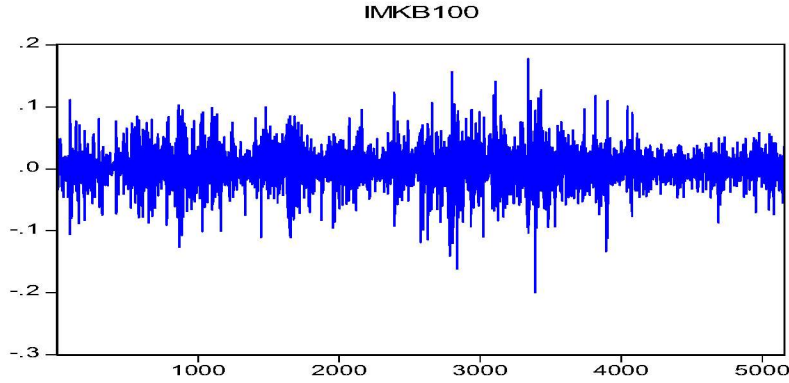


Şekil 1’e göre, İMKB-100 endeksi getiri serisinin, basıklık katsayısı 3’den büyük olduğu için leptokurtik (kalın kuyruk) ve çarpıklık katsayısı (skewness) çok küçük de olsa negatif olduğu için sola çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque – Bera istatistiği ise,

$H_0$ : Normallikten sapma yoktur

şeklinde kurulan temel hipotezin reddedileceğini göstermektedir. Jarque-Bera test istatistiği değerinden de kolayca anlaşılacağı gibi %1 anlamlılık düzeyinde standartlaştırılmış artıkların normal dağılmadığı görülmektedir.

## Şekil 2. İMKB-100 Bileşik Endeksinin 1987-2008 Döneminde Logaritmik Getirileri



Şekil 2, İMKB-100 Endeksi getiri serisindeki oynaklık kümelenmesini (volatility clustering) en çarpıcı biçimde göstermektedir. Diğer bir deyişle, logaritmik getirilerde meydana gelen büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri ise küçük hareketler izlemektedir. Bu aynı zamanda, İMKB-100 Endeksindeki değişken varyanslılığın ve oynaklık kümelenmesinin bir göstergesidir.

Çalışmada kullanılan veri seti zaman serisi olduğundan analize geçmeden, öncelikle ele alınan dönem içerisinde İMKB-100 Endeksi getiri serisinin durağan olup olmadığının incelenmesi gerekmektedir. Bilindiği üzere, zaman serisi analizlerinde, durağan olmayan serilerin denklemlere konulması gerçekte olmayan ilişkilerin varmış gibi görünmesine neden olabilmektedir. Genelde finansal zaman serilerinin

durağan olmadığı gözlenmektedir. Diğer bir ifadeyle, serilerin ortalamaları, varyansları ve kovaryansları zamana bağlı olarak değişmektedir.

Durağanlık testlerinde yaygın olarak birim kök testleri kullanılmaktadır. Birim kök testlerinde amaç serinin birim kök içerip içermediğini araştırmaktır. Eğer seri birim kök içeriyorsa o seri durağan değildir. Bu nedenle çalışmada, öncelikle analize alınan serilerin durağanlıkları test edilmiş ve durağan olmayan serilerin durağan hale getirilmesi ve analize durağan şekilde katılması sağlanmıştır. Çalışmada ele alınan zaman serilerinin durağanlıkları, durağanlık testlerinde yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller-ADF) (1979) birim kök testleri ile saptanmış ve test sonuçları Tablo 1'de verilmiştir.



**Tablo 1. İMKB-100 Bileşik Endeksi Logaritmik Getirilerinin 1(0) Düzeyinde Durağanlık (Birim Kök) Testleri**

	Sabitsiz, Trendsiz	Sabitli	Sabitli, Trendli
ADF test istatistiği	-20.30238	-20.56379	-20.57992
Olasılık	0.0000	0.0000	0.0000
1% kritik değeri	-2.565412	-3.43144	-3.959821
5% kritik değeri	-1.940886	-2.861907	-3.410678
10% kritik değeri	-1.616658	-2.567008	-3.127122
	<ul style="list-style-type: none"> <li>• MacKinnon (1996) one-sided p-values.</li> <li>• 32 gecikmeye kadar bakılmıştır</li> </ul>		

$H_0$ : birim kök var; seri durağan değil  
 $H_a$ : birimkök yok; seri durağan

Yukarıdaki temel hipotezi test etmeden önce, serinin birinci farkı bağımlı değişken olmak üzere, eşitliğin sağ tarafında serinin orjinal değerleri sabitsiz, sabitli ve sabitli, trendli olarak deterministik bileşenlerin yer aldığı 3 farklı regresyon denklemi kurulmuştur.

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (6)$$

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 trend + \alpha_2 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

İMKB-100 getiri serisine ilişkin ADF test istatistikleri hem sabitsiz, hem sabitli, hem de sabitli ve trendli modellerde mutlak değer olarak Mac-Kinnon kritik

değerlerinden yüksek çıkmış, bundan dolayı tüm modellerde seri %1, %5 ve %10 anlamlılık düzeylerinde durağan bulunmuştur.

Logaritması alınmış mevcut veri setinin kendi seviyesinde durağan olduğuna karar verildikten sonra, İMKB-100 Endeksi'nin getiri serisinde ARCH etkisinin bulunup bulunmadığını test etmek için ARCH-LM (ARCH-Lagrange Multiple) testine geçilmiştir. ARCH-LM testinin ilk adımı ortalama denkleme karar vermektir. Ortalama denklemin tespiti için 10. seviyeye (lag) kadar bütün Box Jenkins (Autoregressive Integrated Moving Average-ARIMA) modelleri denenmiş ve en iyi açıklama gücüne sahip AR (1) modeli ortalama denklem olarak kabul edilmiştir.

$$\text{İMKB-100}_t = \Phi \text{İMKB-100}_{t-1} + c \quad (8)$$

AR(1) model sonuçları aşağıda Tablo 2’de verilmiştir.

**Tablo 2. Ortalama Denklemin İstatistikî Sonuçları**

Dependent Variable: IMKB-100

Method: Least Squares

Sample (adjusted): 5154

	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.001414	0.000405	3.496013	0.0005
IMKB(-1)	0.117538	0.013837	8.494456	0.0000
R-squared	0.013815	Mean dependent var		0.001603
Adjusted R-squared	0.013623	S.D. dependent var		0.029195
S.E. of regression	0.028996	Akaike info criterion		-4.242948
Sum squared resid	4.330715	Schwarz criterion		-4.240407
Log likelihood	10933.96	Hannan-Quinn criter.		-4.242059
F-statistic	72.15577	Durbin-Watson stat		2.000369
Prob(F-statistic)	0.000000			

Seri için kurulan yukarıdaki denklemden ARCH etkisinin testi ARCH-LM testi ile araştırılmıştır. ARCH-LM testinde,

$H_0: \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = 0$  boş hipotezinin reddedilmesi ARCH etkisinin varlığını göstermektedir (Engle, 1982).

**Tablo 3. ARCH-LM Testi Sonuçları**

Heteroscedasticity Test: ARCH

F-statistic	462.4463	Prob. F	0.0000
Obs*R-squared	424.5071	Prob. Chi-Square(1)	0.0000

ARCH etkisinin varlığını test etmek için Engle (1982) tarafından önerilen ARCH-LM testinden, tahmin edilen regresyonun (8 no’lu denklem) hatalarının karelerinin Obs\*R-squared değeri 424.5071, bunun olasılık değerinin de 0.0000 olduğu Tablo 3’de görülmektedir. Bu sonuçlardan açıkça eşit varyanslılığı ifade eden sıfır hipotezinin reddedileceği söylenebilir. Diğer bir deyişle, ARCH etkisi vardır ve bu etki giderilmelidir.

ARCH etkisinin varlığı kabul edildikten sonra uygun ARCH tipi model seçimine geçilmiştir. Buna göre, ARCH ve GARCH modelleri denenmiş ve ilgili sonuçların bir bölümü aşağıda Tablo 4’de verilmiştir.

Tablo 4’te GARCH(1,3), GARCH(2,1), GARCH(2,2), GARCH(2,3), GARCH(3,1), GARCH(3,2) ve GARCH(3,3) modelleri 3 nolu denklemdeki

katsayıların pozitif olma kısıtlarını yerine getirmediği için uygun model olarak seçilemezler. Bu nedenle, İMKB-100 günlük getirilerine uygun olan modelin seçimi yapılırken geriye kalan modeller arasında Akaike Bilgi Kriterine (Akaike Information Criterion-AIC) göre seçim yapılacaktır.

Akaike Bilgi Kriterine göre farklı modeller içinde en düşük katsayıya sahip olan (-4.466924) modelin GARCH (1,2) olduğu gözükmemektedir; ancak, ( $\beta_2$ ) katsayısının istatistiki olarak anlamsız olmasından dolayı bu model tercih

edilmeyecektir. Bundan dolayı, İMKB-100 Endeksi getiri serisindeki oynaklığı tahminleyen en iyi model AIC'e göre (-4.466592) GARCH (1,1) olacaktır. ARCH etkisinin bu modelde yok olup olmadığını test etmek için (bu modelin uygunluğunu test etmek için) tekrar ARCH-LM testi yapılmış ve testin F istatistiğinin olasılık değeri %5'ten büyük olduğu için GARCH (1,1) modelinde hata terimleri arasındaki ARCH etkisinin kalmadığı sonucuna varılmıştır. Yapılan ARCH-LM testi sonuçları Tablo 5'te verilmiştir.

**Tablo 4. İMKB-100 Bileşik Endeksi Getiri Serisi için Alternatif ARCH-GARCH Modelleri Tahmin Sonuçları**

	ARCH(1)	ARCH(2)	ARCH(3)	ARCH(4)	ARCH(5)	GARCH (1,1)	GARCH (1,2)
<b>C</b>	0.000578	0.000426	0.000355	0.000317	0.000272	2.62E-05	2.78E-05
$\alpha_1$	0.318275	0.263073	0.238137	0.231875	0.204433	0.154622	0.170478
$\alpha_2$		0.256046	0.231247	0.203795	0.181835		
$\alpha_3$			0.145489	0.107729	0.093763		
$\alpha_4$				0.114506	0.084502		
$\alpha_5$					0.146706		
$\beta_1$						0.822149	0.641334
$\beta_2$							0.163407*
$\beta_3$							
R-squared	0.012534	0.013511	0.013095	0.013326	0.013666	0.013696	0.013717
Adjusted R-squared	0.011959	0.012744	0.012136	0.012175	0.012324	0.01293	0.012759
S.E. of regression	0.02902	0.029009	0.029018	0.029017	0.029015	0.029006	0.029008
Sum squared resid	4.336339	4.332049	4.333877	4.332861	4.331366	4.331234	4.331142
Log likelihood	11181.9	11326.2	11380.02	11416.8	11463.65	11513.17	11515.03
F-statistic	21.78542	17.62661	13.65842	11.58354	10.18399	17.87216	14.31709
Prob(F-statistic)	0	0	0	0	0	0	0
Mean dependent var	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603
S.D. dependent var	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195
Akaike info criterion	-4.338405	-4.394022	-4.414525	-4.42841	-4.446206	-4.466592	-4.466924
Schwarz criterion	-4.333323	-4.387669	-4.406902	-4.419516	-4.436041	-4.460239	-4.459301
Hannan-Quinn criter.	-4.336627	-4.391799	-4.411858	-4.425298	-4.442649	-4.464369	-4.464256
Durbin-Watson stat	2.070908	2.035068	2.053002	2.042237	2.024662	2.017424	2.014874

	GARCH (1,3)	GARCH (2,1)	GARCH (2,2)	GARCH (2,3)	GARCH (3,1)	GARCH (3,2)	GARCH (3,3)
C	2.71E-05	1.72E-05	4.52E-07	2.65E-05	8.15E-06	4.42E-07	3.49E-05
$\alpha_1$	0.17482	0.195666	0.188819	0.176229*	0.191703	0.190256	0.180702*
$\alpha_2$		-0.080119	-0.182509	-0.004652	-0.021053	-0.187328	-0.050392
$\alpha_3$					-0.103873	0.003252*	0.080284
$\alpha_4$							
$\alpha_5$							
$\beta_1$	0.91117	0.869077	1.673448	0.921506	0.925626	1.677514	1.061106
$\beta_2$	-0.5708		-0.680103	-0.572158		-0.68403	-0.972191
$\beta_3$	0.460016			0.454804			0.668336
R-squared	0.013777	0.013747	0.013742	0.013777	0.013744	0.013744	0.013789
Adjusted R-squared	0.012627	0.012789	0.012592	0.012435	0.012594	0.012402	0.012256
S.E. of regression	0.02901	0.029008	0.029011	0.029013	0.029011	0.029014	0.029016
Sum squared resid	4.33088	4.33101	4.331035	4.33088	4.331025	4.331027	4.330826
Log likelihood	11525.98	11518.07	11546.54	11525.99	11530.33	11546.55	11528.69
F-statistic	11.98127	14.34887	11.95001	10.26769	11.95204	10.24237	8.990519
Prob(F-statistic)	0	0	0	0	0	0	0
Mean dependent var	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603	0.001603
S.D. dependent var	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195	0.029195
Akaike info criterion	-4.470787	-4.468102	-4.478767	-4.470403	-4.472474	-4.478382	-4.471061
Schwarz criterion	-4.461893	-4.460479	-4.469873	-4.460238	-4.46358	-4.468217	-4.459626
Hannan-Quinn criter.	-4.467675	-4.465435	-4.475655	-4.466846	-4.469362	-4.474825	-4.467059
Durbin-Watson stat	2.00607	2.010218	2.014107	2.005964	2.01169	2.013852	2.003927

\* %1, 5 ve 10'da anlamsız

**Tablo 5. GARCH (1,1) Modeli İçin ARCH-LM Testi Sonuçları**

**Heteroscedasticity Test: ARCH**

<b>F-statistic</b>	1.811273	Prob. F	0.1784
<b>Obs*R-squared</b>	1.811340	Prob. Chi-Square(1)	0.1783

#### IV. SONUÇ

Bu çalışmada, klasik koşullu değişken varyans yöntemleri olarak da bilinen ARCH ve GARCH metodları kullanılarak İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda oynaklık modellenmeye çalışılmıştır. Özellikle yüksek frekanslı günlük finansal verileri modellemede göstermiş oldukları başarıları ve aynı zamanda

değişken varyanslılığı göz önünde bulundurmaları nedeniyle araştırmada ARCH ve GARCH yöntemleri tercih edilmiştir. Araştırılan tüm model tahmin sonuçları içerisinde Akaike Bilgi Kriteri değerlendirme sonucuna göre, GARCH(1,1) modelinin İMKB-100 Endeksi günlük getiri serisindeki değişkenliği modellemede kullanılabilecek en uygun model olduğu tespit edilmiştir. Ancak,

ARCH ve GARCH modellerinde varyansın etkisinin simetrik olduğu varsayılmaktadır. Diğer bir deyişle, pozitif ve negatif şokların oynaklığa etkisi aynıdır. Oysa İMKB-100 Endeksi'nde volatilitenin kümelenmeleri gözlemlenmektedir. Bundan dolayı, İMKB'de volatilitenin modellenmesinde asimetrik GARCH yöntemlerinin kullanılmasının daha uygun sonuçlar üreteceği düşünülebilir. Gerçekten de, yüksek volatilitenin şoklar ve belirsizlikler sonrası bir süreklilik izlediği GARCH(1,1) denkleminde ( $\alpha_1 + \beta_1$ ) değerinin yüksekliğinden de açıkça görülmektedir. Bu durum herhangi bir dönemdeki şokun etkisinin gelecekte de bir süre daha devam ettiğini göstermektedir. Bu da kriz zamanlarında ve belirsizlik dönemlerinde, İMKB-100 Endeksi getirilerindeki değişkenliğin arttığı ve bu dönemlerde volatilitenin kümelenmelerinin gözlemlendiği sonucu ile uyumludur.

#### KAYNAKÇA

AKGÜL, I., and Sayyan, H., 2005, Forecasting Volatility in ISE-30 Stock Returns with Asymmetric Conditional Heteroscedasticity Models, *Symposium of Traditional Finance*, Marmara Üniversitesi, Bankacılık ve Sigortacılık Yüksekokulu, İstanbul, Türkiye.

AYDIN, K., 2003, Riske Maruz Değer Hesaplamalarında EWMA ve GARCH Metodlarının Kullanılması: İMKB-30 Endeks Uygulaması, *Yayımlanmamış Yüksek Lisans Tezi*, Karaelmas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Zonguldak, Türkiye.

BALABAN, E., Candemir, H. Baturalp ve Kunter, K., 1996, Stock Market Efficiency in a Developing Economy: Evidence From Turkey", *Discussion Paper*, The Central Bank of the Republic of Turkey, 9612.

BOLLERSLEV, T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity, *Journal of Econometrics*, 31, 307-327.

BROOKS, C., 2002, *Introductory Econometrics for Finance*, Cambridge University Press, United Kingdom.

DAĞLI, H., 1996, Türkiye'nin Risk ve Getiri Açısından Gelişen Hisse Senedi Piyasaları Arasındaki Yeri, *İşletme ve Finans Yayınları*.

DICKEY, D. A., ve Fuller, W. A., 1979, Autoregressive Time Series with a Unit Root, *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.

ENGLE, R. F., 1982, Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation, *Econometrica*, 50, 987-1008.

GÖKÇE, A., 2001, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getirilerindeki Volatilitenin ARCH Teknikleri ile Ölçülmesi, *İ.İ.B.F. Dergisi*, Gazi Üniversitesi, 1, 35-58.

GUJARATI, D. N., 2001, *Temel Ekonometri*, (Çevirenler: Şenesen, Ü., ve Şenesen, G. G.), Literatür Yayınları, 33, İstanbul, Türkiye.

MANDELROT, B., 1963, The Variation of Certain Speculative Prices, *Journal of Business*, 26, 394-419.

MAZIBAŞ, M., 2005, İMKB Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile bir Uygulama, *VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu*, İstanbul, Türkiye, (çevirimiçi: <http://www.ekonometriderneği.org/bildiriler>), Erişim Tarihi : 20.07.2006.

ÖZER, M., ve Türkyılmaz S, 2004, Türkiye Finansal Piyasalarında Oynaklıkların ARCH Modelleri İle Analizi, TC Anadolu Üniversitesi Yayınları, No:1593, Eskişehir,

SARIOĞRU, S., 2006, Değişkenlik Modelleri ve İMKB Hisse Senetleri Piyasası'nda Değişkenlik

Modellerinin Kesitsel Olarak İrdelenmesi, *Yayımlanmış Doktora Tezi*, Ünal Aysal Tez Değerlendirme Yarışma Dizisi.

TSAY, R. S., 2002, *Analysis of Financial Time Series*, John Wiley & Sons Inc., USA.

YILMAZ, M. K., 1997, Hisse Senedi Fiyat Oynaklığı ve Fiyat Oynaklığının Vade Yapısı: Türkiye için Genel Bir Değerlendirme, *İMKB Dergisi*, 1, 3,

YAVAN, Z. A., ve Aybar, C, B, 1998, İMKB'de Oynaklık, *İMKB Dergisi*, 2, 6,