
2008 KRİZ SONRASI İMKB 30 ENDEKSİ VOLATİLİTESİNİN GENELLEŞTİRİLMİŞ ARCH MODELİ İLE TAHMİNİ

Selçuk *KENDİRLİ** Gülnara *KARADENİZ***

ÖZET

Finansal piyasalarda olumlu ve olumsuz sonuçların başlıca nedenlerinden biri, ekonomideki belirsizlikler ve istikrarsızlıklardan kaynaklanan volatilitedeki artışlardır. Volatilitenin yapısını belirleyebilmek ve oluşabilecek riskten korunmak için, iyi bir öngörü sağlamak amacı ile finansal zaman serilerine ilişkin geliştirilmiş çözümler mevcuttur. Mevcut volatilitenin modellenmesi için yapılan analizlerde genellikle ARCH ve GARCH yöntemleri tercih edilmektedir. Bu çalışmada da aynı yöntemlerden yararlanılarak, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İMKB 30 endeksinin 02.01.2008-30.03.2012 dönemine ait 1057 adet günlük gözlem değerlerindeki mevcut volatilitenin modellenmeye çalışılmıştır. İncelenen döneme ilişkin olarak ARCH tipi değişen varyansa dayalı modellerden GARCH(1,1) modeli kullanılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Hisse senedi piyasası volatilitesi, volatilitenin, volatilitenin modellenmesi, GARCH, doğrusal olmayan modelleme.

ESTIMATED ISE 30 INDEX VOLATILITY WITH THE GENERALIZED ARCH MODEL AFTER THE 2008 CRISIS

ABSTRACT

One of the main reasons for the positive and negative consequences in the financial markets, economic uncertainty and instability resulting from increases in volatility. There are a lot of financial time series is available on the developed solutions for determining to the structure and the resulting volatility hedging. In generally ARCH and GARCH modelings prefer for to provide a good prediction of modeling of volatility. In this study, used the same methods for modeling 1057 one-day observations belong to 02.01.2008-30.03.2012 periods in Istanbul Stock Exchange ISE-30 index. Based on varying variance GARCH (1,1) model was used as ARCH type models for modeling.

Key Words: Stock Market Volatility, Volatility, Volatility Modeling, GARCH, Nonlinear Modeling.

* Hitit Üniversitesi, İİBF, İşletme Bölümü.

** Kırgızistan Türkiye Manas Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü.

1. GİRİŞ

Finansal piyasalarda son zamanlarda sıkça yaşanan çalkantılar yüksek riskide beraberinde getirmiştir. Bu durum finansal piyasalardaki hareketlerin tahmin edilmesine, dolayısıyla volatilitenin modellenebilmesine olan ilgiyi arttırmıştır. Özden (2008), finansal piyasalardan biri olan hisse senetleri piyasasında, ekonomik, siyasi ve sosyal bilgi ve konular bağlamındaki beklentiler, fiyatlarda farklı büyüklüklerde volatiliteye neden olabilmektedir. Özellikle finansal krizler sırasında ortaya çıkan yüksek volatilitenin nedeniyle, yatırımcılardan bazıları önemli kazançlar elde ederken, bazıları ise önemli kayıplar vermektedirler. Hisse senetleri piyasasındaki bu denli ani hareketlilikler ve değişimleri açıklamakta geleneksel iktisadi yöntemler yetersiz kalmaktadır. Bu durum sayısal teknik ve yöntemlerin mevcut alanda rolünü arttırmıştır.

Ekonomideki belirsizlikler ve istikrarsızlıklardan kaynaklanan volatilitedeki artış, finansal piyasalarda olumlu ve olumsuz sonuçlar doğurmaktadır. Genellikle hisse senedi fiyatları, faiz oranları ve döviz kurlarındaki hissedilen yüksek volatilitenin, finansal sistemin işleyişinde aksamalara, hatta önemli ölçüde performans düşüklüğüne neden olmaktadır. Bu nedenle volatilitenin yapısını belirleyebilmek ve oluşabilecek riskten korunmak için, iyi bir öngörü sağlamak amacı ile finansal zaman serilerine ilişkin çözümler geliştirilmiştir. Finansal varlıkların volatilitelerinin modellenmesinde ve tahmin edilmesinde koşullu değişen varyans modelleri yaygın olarak kullanılmaktadır. Bu modeller hem gelişmiş piyasalarda hem de gelişmekte olan piyasalarda da ilgi çeken konu olmuştur (Çağlayan, 2009)

Geleneksel ekonometrik modellerde volatilitenin bir ölçüsü olan varyansın, zamana bağlı olarak değişmediği yani zamandan bağımsız olduğu varsayılmaktadır. Ancak finansal zaman serilerinin varyansları genellikle zamana bağlı bir şekilde değişkenlik (heteroskedasticity) göstermektedir. Bu nedenle, sabit varyans (homoskedasticity) varsayımı üzerine kurulan geleneksel zaman serisi modelleri, yeterli olmamaya başlamış ve Engle (1982) finansal varlıkların dinamik özelliğinin daha iyi anlaşılması ve zaman içinde değişen varyansın tahmin edilebilmesi için otoregresif koşullu değişen varyans (autoregresif conditional heteroskedasticity-ARCH) modelini geliştirmiştir (Özden, 2008). Daha sonra ARCH modeli Bollerslev (1986) tarafından geliştirilerek Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modeli olarak adlandırılmış. GARCH ise ARCH yönteminin bir genelleştirilmesidir ve "Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity" ifadesini temsil etmektedir. GARCH modeli finansal pazarlarda türevlerin fiyatlandırılmalarında çok kullanılır, çünkü türevlerin fiyatlarının volatiliteleri tahminlere karşı çok duyarlıdır. GARCH modelinin finansal pazarlardaki başarısı, onun diğer risk yönetimlerinde de kullanılmasının faydalı olacağı kanaatini uyandırmaktadır. Çünkü volatilitenin risk yönetiminde temel bir kavramdır. Genelde iş planlamaları beklenen değer tahmini üzerine kurulmuşlarsa da, risk yönetimi beklenen değerden sapmaları tespit etmek ister. GARCH modeli, beklenen değerden sapmalar hakkında efektif tahmin yöntemi vermektedir.

Bu çalışmada, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İMKB 30 endeksi günlük kapanış verileri kullanılarak, finansal verilerde sıkça rastlanan volatilitenin kümelenmesi ve leptokurtosis özellikleri değerlendirilmiştir. Volatilitenin modelleyebilmek için günlük bazda ARCH tipi değişen varyansa dayalı modellerden GARCH (1,1) kullanılmıştır. Araştırmada veri seti olarak 02.01.2008-30.03.2012 dönemine ait İMKB 30 Endeksinin günlük logaritmik verileri kullanılmıştır.

2. LİTERATÜR TARAMASI

Konuyla ilgili literatürde yer alan bazı çalışmalar ve bu çalışmaların elde ettiği bulgular aşağıda özetlenmiştir.

Fong (1997), Japon hisse senetleri getiri volatilitelerini ARCH ve SWARCH yöntemleriyle tahmin ederek sonuçları karşılaştırmış ve SWARCH modelinin verileri

daha iyi açıkladığını ve standart ARCH modellerine göre daha düşük bir volatilité ısrarcılıđına sahip olduđunu göstermiştir.

Bildik (2000), İMKB-100 Endeksinin günlük getiri serisini kullandıđı ve 1 Ocak 1988-15 Ocak 1999 tarihleri arasındaki dönemi kapsayan çalışmasında İMKB'de haftanın günü anomalisinin olup olmadığını arařtırmıştır. Yazar çalışmasında, istatistiki açıdan çok güçlü olmamasına rağmen tüm dönem için Salı günleri haftanın negatif getiriye sahip tek günü; Cuma günleri ise, haftanın en yüksek getirili günü olduđu sonucunu elde etmiştir. Risk açısından ise arařtırmaçı, Cuma günleri riskin en düşük, Pazartesi günleri ise riskin en yüksek olduđu bulgularını elde etmiştir.

Kıyılar (2005), yaptıđı çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda, 4 Ocak 1988- 2 Nisan 2003 tarihleri arasındaki Ulusal-100 Endeksi kapanış deđerlerinden hareketle, başlıca zamana dayalı anomalilerin gözlenip gözlemlenmediđini arařtırmıştır. Çalışmada İMKB'de Ocak ve Aralık aylarının diđer aylara göre istatistiksel olarak anlamlı bir biçimde yüksek getiri sağladıđı tespit etmiştir. Haftanın günü analizlerinde ise yazarlar, Perşembe ve Cuma günü diđer günlere göre istatistikî açıdan anlamlı ve yüksek, Pazartesi günü ise düşük getiri sağlandıđı bulgusunu elde etmiştir. Tatil günü anomalisinin bulunmadıđını belirten arařtırmacılar, incelemelerinde tatil günü uzunluđunun hisse senedi getirileri üzerinde bir etki yaratmadıđı sonucuna ulařmıştır.

Atakan (2005) çalışmasında 1987-2008 tarihleri arasında İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında gösterge endeksi olan İMKB Ulusal-100 Endeksinin Etkin Pazar Kuramına aykırı olarak Ocak ayı etkisi ve haftanın günü etkisini sergileyip sergilemediđini incelemiştir. Çalışmanın sonucunda İMKB'nin Ocak ayı getirilerinde, diđer aylara göre istatistikî olarak anlamlı bir şekilde herhangi bir farklılaşmanın olmadığını tespit etmiştir. Haftanın günleri etkisinde ise, Cuma günleri İMKB endeksinin getirisinin diđer günlere oranla ortalamadan yüksek, Pazartesi günü ise düşük olduđu sonucuna varmıştır.

Akar (2007), çalışmasında İstanbul Menkul Kıymetler borsası İMKB 100 endeksi haftalık kapanış verileri kullanılarak Türkiye hisse senedi piyasasında getiri volatilitesi ARCH, GARCH ve switching ARCH (SWARCH) modelleriyle tahmin etmiş ve bu tahminlere dayanarak alternatif modellerin öngörü performanslarını karşılařtırmıştır. Alternatif modellerin performanslarını gerçeklesen volatilité (realized volatility) baz alarak deđerlendirmiş ve deđerlendirme kriteri olarak da RMSE ve TIC kullanmıştır. Çalışmasında elde ettiđi ampirik bulgulara göre SWARCH modellerinin ARCH ve GARCH modellerindeki yüksek ısrarcılık sorununu azalttıđı sonucuna ulařmıştır.

Gürsakal (2008), çalışmasında hisse senedi oynaklıđındaki kırılmaları Inclan ve Tiao'nun (1994) ICSS (Iterative Cumulative Sum of Squares) algoritması ile tespit etmiş, bulunan kırılma noktaları kukla deđişkenler olarak GARCH modeline ekleyerek, kırılmaların dikkate alındıđı yeni bir GARCH modeli oluşturmuştur. Yazar çalışmasında İMKB Ulusal 30 günlük getiri serisi kullanarak, bulunan sekiz kırılma noktası modele dahil edildiđinde oynaklık kalıcılıđında önemli bir azalma olduđunu tespit etmiştir.

3. METODOLOJİ

Ekonometride sıklıkla kullanılan ve denklem (1)'de genel gösterimi yer alan yapısal modeller genellikle "parametrelerde doğrusal" modellerdir. Yapısal modellerin çok deđişkenli analizlerde kullanılmaya elverişli gösterimi ise denklem (2)'de yer almaktadır.

$$y = \beta_1 + \beta_2 x_2 + \beta_3 x_3 + \beta_4 x_4 + u \quad (1)$$

(2)

$$y = X\beta + u$$

Dođrusal modellerde genellikle hata terimlerinin (u), sıfır ortalamaya ve sabit varyansa sahip (σ^2) normal dađılım özelliđi taşıdıđı (3) varsayılmaktadır.

$$u_t \approx N(0, \sigma^2) \quad (3)$$

Doğrusal modellerin tahmini konusunda oldukça önemli mesafeler katedilmiş, bu alanda matematiksel olarak sağlam (robust) tahminler geliştirilmiştir. Ancak, finansal değişkenler arasındaki ilişkilerin birçoğunun doğrusal olmayan özellikler göstermesi doğrusal modellerin finansal analiz alanındaki kullanım alanını daraltmaktadır (Mazıbaş,2005).

Değişken volatiliteye sahip finansal zaman serilerinin modellenmesinde, varyansın sabit kalmadığı kabul edilmektedir. Zaman serileri analizi, serilerin pek çok ön koşulun yerine getirilmesi durumunda anlamlı sonuçlar vermekte ve ekonomi politikası için iyi öngörüler yapmaya elverişli olmaktadır. Bu ön koşullarından biri olan sabit varyansın sağlamadığı durumlarda seriler büyük hata terimlerine sahip olacaktır. Ancak analizlerde kullanılan zaman serilerinin çoğunun, zaman sabit varyans koşulunu sağlamadığı görülmekte ve bu tür serilerin modellenmesinde Engle (1982) tarafından geliştirilen bir yöntem olan otoregresif koşullu değişen varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) yöntemi tercih edilmektedir.

Birinci dereceden otoregresif AR (1) modeli baz alındığında eşitlik denklem (4)'deki gibi yazılabilmektedir.

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (4)$$

Denklemden yer alan beyaz gürültü, y_t 'nin koşullu ortalaması $\gamma y_{(t-1)}$ iken koşulsuz ortalaması sıfırdır. Açıkça anlaşılacağı üzere, zaman serisi modellerine dayanılarak yapılan tahminlerdeki olağan düzelmeler, koşullu ortalamanın kullanımından kaynaklanmaktadır. y_t 'nin koşullu varyansı σ^2 iken koşulsuz varyans $\sigma^2/1-\gamma$ olmaktadır.

ARCH ve GARCH Modelleri

Engle (1982) tarafından geliştirilen ARCH modelleri belirli bir zamanda serilerin varyansını tahmin etme imkanını tanıyan, koşullu varyansın zamanla değişimine izin veren, ancak koşulsuz varyansı sabit kabul eden yöntemlerdir. Standart bir ARCH(q) modeli denklem (5), (6) ve (7) yardımıyla gösterilebilir.

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^m \phi_i r_{t-i} + u_t \quad (5)$$

$$u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (6)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 \quad (7)$$

Bu denklemlerde r_t endeksin t anındaki logaritmik getirisini, h_t r_t 'nin koşullu varyansını, u_t serisel olarak korelasyonsuz ortalama-düzeltilmeli endeks getirisini, ε_t birbirinden bağımsız ve özdeş olarak dağılan rassal değişkenleri ve m, q, negatif olmayan tamsayıları temsil etmektedir.

ARCH modelleri tahmin edilirken koşullu varyans için çok sayıda hata terimi karesi gecikmesinin istatistiksel olarak anlamlı çıkması tahmin edilecek parametre sayısını arttırmakta bu da modelin kullanımını zor hale getirmektedir. ARCH modelinin bu gibi zorluklarını gidermek için Bollerslev (1986), Genelleştirilmiş ARCH (GARCH) modelini geliştirmiştir. Genel bir GARCH(p,q) modeli, denklem (8), (9) ve (10) da gösterilmiştir.

$$r_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^s \phi_i r_{t-i} + u_t \quad (8)$$

$$u_t = h_t^{1/2} \varepsilon_t \quad (9)$$

$$h_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \gamma_j h_{t-j} \quad (10)$$

Bu denklemlerden de rahatlıkla izlenebileceği gibi GARCH modelinin ARCH modelinden farkı, kosullu varyans denkleminde kosullu varyansın gecikmelerinin de yer almasıdır.

Volatilite modelleri ailesinin en basit ve güçlü olanı GARCH (1,1) modelidir. Bollerslev (1987) GARCH (1,1) tanımlamasının pek çok ekonomik zaman serisine yeteri kadar uygun düştüğüne işaret etmektedir. Ayrıca, model çeşitli yollarla genişletilebilir ve düzenlenebilir. Yani, GARCH (1,1) modeli ilave gecikme terimleriyle GARCH (p,q) modeline genelleştirilebilir. İlave gecikmelerle bu tür modeller hem hızlı hem yavaş bilgi bozulmasının tanımlanmasına fırsat verir.

Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından ortaya atılan ve en sık kullanılan GARCH (p,q) modelleri σ_t^2 yi gecikmeli kosullu varyansların ve geçmiş zaman hatalarının karelerinin bir fonksyonu olarak alırlar.

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2 \quad (11)$$

kısaca,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (12)$$

$$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0, \beta_j \geq 0 \quad (13)$$

Kovaryans durağanlık koşulu,

$$\sum_{i=1}^q \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j < 1 \quad (14)$$

Böylece, GARCH (1,1) modelinin kısaltılmış hali,

$$\sigma_t^2 = \omega + \alpha \varepsilon_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (15)$$

Varyansın pozitif olması beklendiğinden, regresyon parametreleri ω , α , β katsayılarının her zaman pozitif olması gereklidir (α , β 0 da olabilir). Buna karşın varyansın durağanlık koşulunu yerine getirmesi için α ve β toplamının 1'den küçük olması gerekir.

Kosullu varyans üç etki tarafından belirlenir:

1. ω olarak gösterilen sabit;
2. $\alpha \varepsilon_{t-1}^2$ ilişkisi ile ifade edilen ve ARCH parçası olarak adlandırılan bölüm;
3. $\beta \sigma_{t-1}^2$ ilişkisi ile ifade edilen geçmiş dönemler değişkenlik tahminleri.

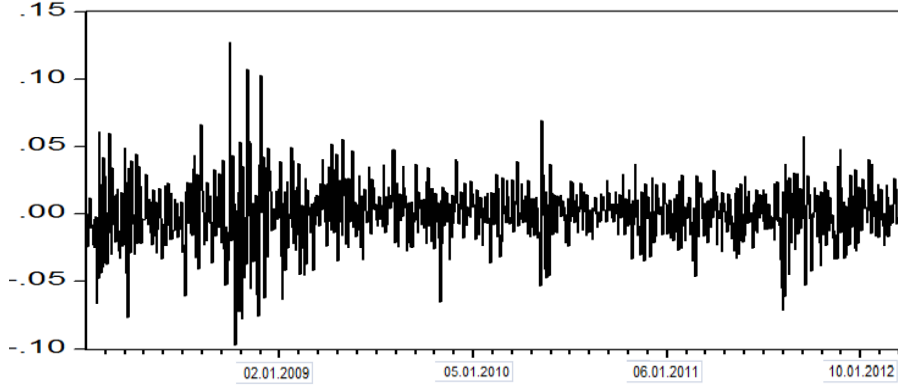
Regresiyon parametrelerinin toplamı olan $(\alpha + \beta)$, geçmiş dönem değişkenlerinin değişimlerinin şimdiki değişkenlik seviyesine (volatilite) etkisini ifade eder. Bu değer çoğunlukla 1'e yakındır ve şokların finansal varlıkların getirilerindeki değişkenliğe daha çok etki ettiğine işaret eder.

4. İSTATİSTİKSEL ANALİZ VE SONUÇ

Çalışmanın bu kısmında, istatistiksel analizlerde kullanılan veri setine ilişkin açıklamalar yapılmıştır. Araştırma, 2 Ocak 2008-30 mart 2012 tarihleri arasındaki İMKB-30 Bileşik Endeksinin getirilerinden hareketle toplam 1057 günlük data kullanılarak gerçekleştirilmiştir. Veri seti İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) Web Sitesinden alınmıştır. İstatistiki testlerin sınanmasında Ekonometride yaygın olarak kullanılan paket programlarından yararlanılmıştır.

İMKB-30 Bileşik Endeksinin günlük getiri değerleri, endeksin gün sonu kapanış değerlerinden hareketle farkları ve doğal logaritmaları alınarak hesaplanmıştır.

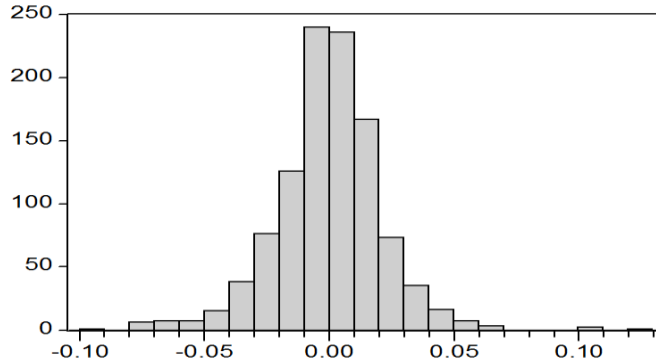
Tablo 1: 2008-2012 Yılları Arası İMKB-100 Endeksi Getirileri



Tablo 1'den bazı dönemlerde volatilitenin yükseldiği ve bazı dönemlerde de düşük seyir izlediği başka bir deyişle oynaklık kümelenmesi anlaşılmaktadır.

Buradan da anlaşıldığı üzere logaritmik getirilerde meydana gelen büyük değişimleri büyük, küçük değişimleri ise küçük hareketler izlemektedir mevcut durum, İMKB Endeksindeki değişken varyans ve oynaklık kümelenmesini ifade etmektedir. Ayrıca, aynı tablodan getiri serisinin ortalama etrafında bir seyir izlediği başka bir deyişle serinin durağan olduğu açıkça görülebilmektedir.

Tablo 2: Getiri serisine ait tanımlayıcı istatistikler



Tablo 3: Getiri Serisine Ait Tanımlayıcı İstatistikler

İMKB	Ulusal Ortalama	Median	Maximum	Minimum	Standart Sapma	Çarpıklık	Basıklık	Jarque-Bera	Olasılık	Gözlem Sayısı
30	0.008504	0.000377	0.127255	-0.097398	0.021372	0.034806	6.286913	475.5803	0.000000	1057

Tablo 3'e göre, İMKB-30 endeksi getiri serisinin, basıklık katsayısı 3'den büyük olduğu için leptokurtik (kalın kuyruk) ve çarpıklık katsayısı çok küçük de olsa sağa çarpık bir dağılıma sahiptir. Jarque -Bera istatistiği ise,

H₀: Getiri serisinin dağılımı normaldir

şeklinde kurulan temel hipotezin reddedileceğini göstermektedir. Yani, Jarque-Bera test istatistiği için olasılık değeri $0.0000 < 0.05$ olarak elde edilmiştir. Sonuç olarak getiri serisi normal dağılmamaktadır.

Bir serinin uzun dönemde sahip olduğu özellik, bir önceki dönemde değişkenin aldığı değeri, bu dönemi ne şekilde etkilediğinin belirlenmesiyle ortaya çıkartılabilir. Bu nedenle, serinin nasıl bir süreçten geldiğini anlamak için, serinin her dönemde aldığı değerlerin daha önceki dönemdeki değerleriyle regresyonunun bulunması gerekmektedir (Tarı, 2010). Bu nedenle durağanlık testlerinde yaygın olarak kullanılan Genişletilmiş Dickey-Fuller (Augmented Dickey-Fuller, ADF) testi uygulanmıştır.

Tablo 4: Birim Kök Testi Sonuçları

	Sabitsiz	Sabitli, Trendli	Sabitli
Augmented Dickey-Fuller test istatistiği	-30.66950	-30.66635	-30.65567
Prob.	0.0000	0.0000	0.0000
Test kritik değerleri:			
1% level	-2.567156	-3.966770	-3.436330
5% level	-1.941124	-3.414078	-2.864069
10% level	-1.616497	-3.129138	-2.568168

Tablo 4'ten İMKB-30 getiri serisine ilişkin $I(0)$ düzeyinde ADF test istatistiğinin sabitsiz, sabitli-trendli, sabitli mutlak değerleri çeşitli anlamlılık düzeylerindeki MacKinnon kritik değerlerinin mutlak değerlerinden büyük olduğu için birim kök içermemektedir, seri durağandır.

Tahmin edilen GARCH (1,1) modeline ilişkin veriler Tablo 5'te verilmiştir.

Tablo 5: Tahmin Edilen Garch (1,1) Modeli

	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
Variance Equation				
C	0.138228	0.039938	3.461052	0.0005
ARCH(1)	0.102816	0.014269	7.205348	0.0000
GARCH(1)	0.866369	0.019050	45.47760	0.0000

Daha önce de bahsettiğimiz ifadeden Garch (1,1) modelini

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

formülü ile göstermiştik, ayrıca varyansın pozitif olması gerekçesi nedeniyle, regresyon parametreleri ω , α , β katsayılarının da pozitif olacağı, buna karşın varyansın durağanlık koşulunu yerine getirmesi için α ve β toplamının 1'den küçük olması gerekliliğinin altı çizilmiştir. Tablo 4 hesaplama sonuçlarına dayanarak, tahmin edilen model,

2008 Kriz Sonrası İmkb 30 Endeksi Volatilitésinin Genelleştirilmiş Arch Modeli İle Tahmini

$$\sigma_t^2 = 0,1382 + 0,1028\varepsilon_{t-1}^2 + 0,8663\sigma_{t-1}^2$$

sh	(0,03	(0,0142)	(0,0190)
	99)		
z	(3,46	(7,2053)	(45,4776)
	10)		

olarak yazılabilir.

α ve β katsayılarına ilişkin hipotezleri:

$H_0: \alpha=0$

$H_1: \alpha \neq 0$

olasılık değeri $< 0,05$ olduğundan H_0 hipotezini red edilir, α parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır.

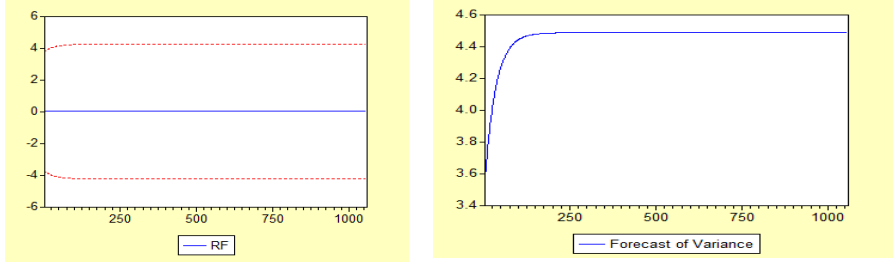
$H_0: \beta = 0$

$H_1: \beta \neq 0$

olasılık değeri $< 0,05$ olduğundan H_0 hipotezini red edilir, β parametresi istatistiksel olarak anlamlıdır.

$(\alpha + \beta) = 0,97 < 1$ değeri gereği durağanlık şartı sağlanmıştır.

Tablo 5: Varyans Tahmini Grafiği



Tablo 5'ten de anlaşıldığı üzere örneklem öngörüyü göre incelenen dönemde getiriler üzerinde çok büyük sıçramalar görülmemektedir.

5. SONUÇ VE DEĞERLENDİRME

Hisse senetleri piyasası tasarrufların reel sektöre aktarılması gibi temel fonksiyonlarının yanında, geniş bir toplumsal kesim tarafından günlük ekonomik gelişmelerin sonuçlarını yansıtan bir barometre olarak da yakından izlenmektedir. Hisse senetleri borsalarının bu işlevleri yerine getirebilmesi, kurumsal gelişimleriyle birlikte gözlemlenen fiyatların rasyonelliğine ve etkinliğine de bağlıdır (Aktaş ve Kozoğlu, 2007: 44).

Özellikle belirsizliğin hakim olduğu dönemlerde, ekonomik ve sosyal beklentiler bir çok finansal varlığın fiyatlarında volatilité artışlarına neden olmaktadır. Böyle dönemlerde ortaya çıkan yüksek volatilité nedeniyle, yatırımcılardan bazıları önemli kazançlar elde ederken, bazıları ise önemli kayıplar vermektedirler (Özden, 2008: 348). Finansal varlık fiyatlarındaki ani hareketlilikler ve değişimler olarak ifade edilen oynaklık yatırım kararlarının verilmesi ve riskin ortaya konulması hususunda önemli bir yer tutmaktadır (Gürsakar, 2011: 174). Bu çalışmada İstanbul Menkul Kıymetler Borsası İMKB 30 endeksinin 02.01.2008-30.03.2012 dönemine ait 1057 adet günlük gözlem değerlerindeki mevcut volatilité modellenmeye çalışılmıştır. İncelenen döneme ilişkin olarak ARCH tipi değişen varyansa dayalı modellerden GARCH(1,1) modeli kullanılmıştır.

Sonuç olarak, maruz kalınacak riskin ölçülmesi ve ölçülen riskin yatırım kararlarında kullanılmasının önemi tartışılmazdır. Bu bakımdan oynaklığın modellenmesinde

varyans kırılmalarının dikkate alınması yatırımcılara azımsanmayacak oranda katkı sağlayacaktır. Sermaye piyasalarında yüksek seviyeli dalgalanmalar, yüksek riskler anlamına gelecektir. Yapılacak çalışmalarda belirtilen unsurların dikkate alınması, riske katlanabilen ve katlanamayan yatırımcılara daha çok yardımcı olacaktır.

KAYNAKÇA

- AKAR, C. (2007); "Volatilite Modellerinin Öngörü Performansları: Arch, Garch ve Swarch Karsılařtırması", İřletme Fakóltesi Dergisi, Cilt 8, Sayı 2, ss.201-217.
- AKTAŐ, H. Ve M. KOZOĐLU (); "Haftanın Gúnleri Etkisinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda GARCH Modeli ile Test Edilmesi", Finans Politik & Ekonomik Yorumlar 2007 Cilt: 44 Sayı:514, ss. 37-45.
- ATAKAN, T. (2008); İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'nda Haftanın Günü Etkisi Ve Ocak Ayı Anomalilerinin ARCH-GARCH Modelleri İle Test Edilmesi, İstanbul Üniversitesi İřletme Fakóltesi Dergisi, Cilt/Vol:37, Sayı/No:2, ss. 98-110
- BİLDİK, R. (2000); Hisse Senedi Piyasalarında Dönemsellikler ve İMKB Üzerine Ampirik Bir Çalıřma. İMKB Yayını. İstanbul.
- BOLLERSLEV, T. (1988); "A Capital Asset Pricing Model with Time Varying Covariances," Journal of Political Economy, 96, pp. 116-131.
- ÇAĐLAYAN, E. (2009); "Döviz Kuru Getiri Volatilitesinin Kořullu DeĐiřen Varyans Modelleri İle Öngörüsü", Ekonometri ve İstatistik, Sayı:9, ss.1-16
- ÇAĐIL, G. ve M. OKUR (2010); "2008 Küresel Krizinin ÜMKB Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkilerinin GARCH Modelleri ile Analizi", Marmara Üniversitesi, İİBF Dergisi, Cilt 28, Sayı:1, ss.573-585.
- ENGLE, Robert F. (1982), "Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of U.K. Inflation," Econometrica, 50, pp.987-1008.
- FONG, W.M. (1997)," Volatility Persistence and Switching ARCH in Japanese Markets", Financial Engineering and the Japanese, Markets, V: 4, pp. 37-57.
- GÜRİŐ, S., ÇAĐLAYAN,E., GÜRİŐ, B., (2011), "EViews ile Temel Ekonometri ", Der Yayınları-2011
- GÜRSAKAL,S.,(2011),"Garch Modelleri ve Varyans: İMKB ÖrneĐi ", Ç.Ü.Sosyal Bilimler Enstitüsü Dergisi, Cilt 20, Sayı 3, ss.161-178
<http://www.genelbilge.com/risk-yonetimi-nasil-yapilir.html/>
<http://www.imkb.com.tr>
- KIYILAR, M. ve KARAKAŐ, C. (2005 İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Zamana Dayalı Anomalilere Yönelik Bir İnceleme. Yönetim Dergisi, İ.Ü.,İřletme İktisadi Enstitüsü. 16- 52,).
- MAZIBAŐ, M. (2005), "İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik Garch Modelleri İle Bir Uygulama", VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, İstanbul Üniversitesi, 26 - 27 Mayıs.
- NELSON, D.B. (1991), "Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach," Econometrica, 59, pp.347-370.
- ÖZDEN, Ünal H. (2008); "İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi", İstanbul Ticaret Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi, Yıl:7 Sayı:13 Bahar, ss.339-350
- TARI, Recep, (2010), Ekonometri, Umuttepe Yayınları
- ÜNAL,H.,(2008), "İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi", İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi, Sayı 13 Bahar, ss.339-350.