

İMKB 100 ENDEKSİ GÜNLÜK GETİRİLERİ İÇİN UYGUN GENELLEŞTİRİLMİŞ FARKLI VARYANS MODELİNİN SEÇİMİ¹

Aziz KUTLAR*

Pınar TORUN**

ÖZ

Bu çalışmanın amacı, 01.11.2002-08.08.2012 dönemindeki günlük getiri değerleri kullanılarak İMKB Ulusal 100 Endeksi için en uygun farklı varyans modelinden hareketle risk ile getiri arasındaki nedensellik ilişkisinin araştırılmasıdır.

Çalışma iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda simetrik ve asimetrik GARCH modelleri kullanılarak İMKB Ulusal 100 Endeksi için en uygun farklı varyans modelinin TGARCH (1,1) modeli olduğu belirlenmiş, ikinci kısımda TGARCH (1,1) modelinden elde edilen varyans değerleri risk değişkeni olarak kabul edilerek, getiri ile risk arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Çalışmada kötü haberlerin dalgalanma üzerinde daha fazla etkili olduğu ve getirinin riskin nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

Anahtar Kavramlar: Risk, Getiri, Değişen Varyans, Granger Nedenselliği.

SELECTING AN APPROPRIATE GENERALIZED CONDITIONAL HETEROSCEDASTIC MODEL FOR THE DAILY ISE 100 INDEX RETURNS

ABSTRACT

The objective of this study is to determine the causality relationship between the variables of revenue and uncertainty by using the most appropriate variance model for ISE National 100 Index with the data from 01.Nov.2002 to 08.Aug.2012.

This study consists of two main parts. In the first one, TGARCH Model is determined as the most appropriate model ISE National 100 Index by using symmetric and asymmetric GARCH models. In the second part, the causality relationship between the return and risk is analysed as the variances are regarded as the measure of risk which is the variance values obtained from TGARCH Model (1,1). It is concluded that bad news have stronger effects on fluctuations and the returns variable is the Granger cause of the variance variable.

Keywords: Risk, Returns, Heterocadasticity, Granger Causality

¹Bu makale 01-03.11.2012 tarihlerinde İzmir-Çeşme’de yapılan Üçüncü Uluslararası Ekonomi Konferansı’nda bildiri olarak sunulmuştur.

* Prof. Dr., Sakarya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

** Arş. Gör., Sakarya Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, İktisat Bölümü.

Makalenin kabul tarihi: Aralık 2013.

GİRİŞ

Lineer yapısal modeller ve geleneksel zaman serisi analizlerinde serilerin normal dağılıma ve aynı varyansa sahip oldukları kabul edilmektedir. Ancak finansal zaman serileri kendine özgü genel özelliklere sahiptir. Birincisi finansal zaman serileri leptokurtik-kalın kuyruklu ve daha sivri dağılımlara sahiptirlerdir. İkincisi seriler kendi içinde kümelenmekte durağan dönemlerde aynı seyri takip eden seriler kriz dönemlerinde aşırı dalgalanma göstermekte kriz döneminden sonra seri yine eski seyrine dönmektedir. Bu durum durağan dönemlerde hata teriminin daha küçük, dalgalanma dönemlerinde ise hata teriminin daha büyük değerler almasına yol açarak farklı varyans olgusuna neden olmaktadır. Son olarak finansal zaman serilerinde büyük bir fiyat düşüşü volatilité eğilimini aynı büyüklükte bir fiyat artışından daha fazla artırmaktadır (Kaldıraç Etkisi). Geleneksel zaman serisi analizlerinde değişen varyans sorunu olması durumunda En Küçük Kareler (EKK) tahmin edicisi sapmasızlık ve tutarlılık özelliklerini korumakta, buna karşın tahmin edici etkinlik özelliğini kaybetmekte ve parametreler istatistiki açıdan anlamsız hale gelmektedir. Bu nedenle finansal zaman serileri ile yapılan çalışmalarda doğrusal zaman serisi modelleri yerine doğrusal olmayan şartlı farklı varyans modellerinin kullanılması gerekmektedir.

Serinin uzun dönem varyansının sabit olduğu ancak dalgalanma dönemlerinde varyans değerinin değiştiği modeller Şartlı Farklı Varyans Modelleri olarak adlandırılmaktadır. İlk kez Engle (1982) tarafından geliştirilen Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (Autoregressive Conditional Heteroskedastic, ARCH) modeli serilerin varyansının tahmin edilmesine ve koşullu varyansın zaman içinde değişmesine olanak sağlayan, ancak koşulsuz varyansı sabit kabul eden bir modeldir. Ancak ARCH (p) modelinde aşırı parametreleşme sorunu ile karşılaşılmaktadır. Bu sorunu çözmek için Bollerslev (1986) koşullu varyansı ARMA (Otoregresif Hareketli Ortalama) süreci ile modelleyerek Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Varyans (GARCH(p,q)) modelini üretmiştir. GARCH modelleri birtakım eksikliklere sahiptir. Öncelikle GARCH (p,q) modelinde koşullu varyansın pozitif olduğu kabul edilmektedir. Tahmin edilen modelde katsayıların negatif olmasını engellemek için katsayılara kısıtlar konması modelin bozulmasına neden olmaktadır. Bununla birlikte ARCH ve GARCH modelleri volatilité kümelenmesi ve leptokurtiklik özelliklerini barındırmasına rağmen kaldıraç etkisini ve koşullu varyans ile koşullu ortalama arasındaki geri besleme etkisini hesaba katmamaktadır. ARCH (p) ve GARCH (p,q) modellerindeki bu eksiklikleri gidermek üzere çeşitli ARCH ve GARCH türevleri oluşturulmuştur. Bu modellerden ilki Engle vd. (1987) tarafından türetilen ARCH-M modelidir. Bu model risk ile getiri arasındaki pozitif ilişki hesaba katılarak geliştirilmiştir. Bu modelde koşullu varyans değeri koşullu ortalama denkleminin açıklayıcı değişkenlerinden biri olarak yer almaktadır. Koşullu varyans değerindeki artış,

risk artışının bir göstergesidir. Dolayısıyla risk primi arttıkça ortalama getiri de artacaktır. ARCH-M modeli risk ile belirsizlik arasındaki ilişkiyi sınamak açısından önem taşımaktadır.

GARCH (p,q) modeli kaldıraç etkisini hesaba katmamakta, pozitif ve negatif şokların volatilité üzerinde simetrik bir etkiye sahip oldukları kabul edilmektedir. Ancak negatif bir şok, aynı büyüklükte pozitif bir şoktan daha fazla volatilitéye yol açarak koşullu varyans değeri üzerinde asimetrik bir etkiye neden olmaktadır. GARCH (p,q) modelindeki bu eksikliği gidermek üzere Nelson (1991) Üstel GARCH (Exponential GARCH-EGARCH) modelini türetmiştir. Asimetrik etkiyi hesaba katan diğer modeller Engle ve Ng (1993) Modeli, Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından geliştirilen GJR Modeli ile Zokarian (1994) tarafından geliştirilen Eşik GARCH (Threshold GARCH-TGARCH) modelidir. Asimetrik GARCH modellerinde koşullu varyans değeri sadece hata terimlerinin gecikme değerlerine değil, gecikme değerlerinin işaretine de bağlıdır.

01.11.2002-08.08.2012 dönemini kapsayan bu çalışma iki kısımdan oluşmaktadır. İlk kısımda simetrik ve asimetrik ARMA (p,q)-GARCH (p,q) modelleri kullanılarak İMKB Ulusal 100 Endeksi getiri serisi için en uygun modelin TGARCH (1,1) modeli olduğu tespit edilmiş, kötü haberlerin borsa endeksi üzerinde etkili olduğu gözlenmiştir. İkinci kısımda TGARCH (1,1) modelinden elde edilen varyans değerleri kullanılarak risk ile gerçek borsa getirisi arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır. Ele alınan dönem bir bütün olarak incelendiğinde getirinin riskin nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ele alınan dönem 2002-2008 kriz öncesi dönemi; 2008-2010 kriz dönemini; 2010-2012 kriz sonrasını temsil etmek üzere üç alt döneme ayrıldığında 2002-2008 dönemi ile 2008-2010 döneminde risk ile getiri arasında herhangi bir nedensellik ilişkisinin olmadığı, buna karşın 2010-2012 döneminde yine getirinin riskin nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

I. LİTERATÜR TARAMASI

Küreselleşme ve finansal piyasalarda görülen hızlı değişimler piyasalar arasındaki bağımlılığı ve belirsizliği artırarak volatilitéyi etkilemektedir. Bu nedenle son zamanlarda yapılan çalışmaların volatilitenin modellenmesi, tahmin edilmesi ve ölçülmesi üzerine yoğunlaştığı görülmektedir. Sermaye piyasalarında volatilitenin ölçülmesinde ARCH ve GARCH modelleri çok yaygın bir şekilde kullanılmaktadır.

McMillian vd. (2000), İngiltere Borsası'ndaki volatilitéyi ölçmeyi amaçlayan çalışmalarında tarihi ortalama, hareketli ortalama (MA), basit regresyon, GARCH, rassal yürüyüş, üstel ağırlıklı hareketli ortalama (EWMA), eşik GARCH (TGARCH), üstel GARCH (EGARCH), bileşen GARCH (CGARCH)

modellerini kullanmış, GARCH ve hareketli ortalama modelinin İngiltere borsası için en uygun model olduğunu ortaya koymuştur.

Bhabra vd. (2001), Güneydoğu Asya'daki krizlerin Kore Borsası üzerindeki etkilerini araştırdıkları çalışmada kriz derinleştikçe volatilitenin arttığını, opsiyon yatırımcılarının, krizin başlangıcını tahmin etmekten ziyade krize tepki verdiklerini tespit etmiştir.

Peters (2001), FTSE 100 ve DAX Endeksi'nin volatilitelerini, GARCH modellerini kullanarak tahmin etmiş, asimetrik GARCH modellerinin simetrik GARCH modellerine göre daha uygun olduğunu ortaya koymuştur.

Siourounis (2002), GARCH tipi modellerin Yunanistan borsasına uygulanıp uygulanamayacağını sorgulamış, Zayıf Etkin Piyasalar Hipotezi'nin Yunanistan borsası için geçerli olmadığını, cari getirinin önceki dönem getirileriyle pozitif ilişkili olduğunu, negatif şokların günlük getiriler üzerinde asimetrik etkiler yaptığını ve politik istikrarsızlığın dalgalanmayı artırdığını ancak yüksek volatilité dönemlerinde serinin ortalamasının değişmediğini tespit etmiştir.

Pan ve Zhang (2006), Çin borsasındaki günlük volatilitiyi lineer modellerle ve GARCH modelleriyle ölçmeyi amaçlayan çalışmasında Shanghai borsası için GARCH t, APARCH - N modelinin uygun olduğu, Shenzen borsası için ARMA modelinin uygun olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Leeves (2007), üç Asimetrik GARCH modelini (GJR, NGARCH ve AGARCH) kullanarak Endonezya borsasında ARCH ve GARCH etkilerinin görülüp görülmediğini sorgulamış, ele alınan dönemde (1990-1999 günlük) önemli ölçüde ARCH ve GARCH etkisi görüldüğünü belirlemiştir.

El Aal (2011), Mısır Borsası'ndaki volatilitiyi ölçmeyi ve Mısır Borsası için en uygun modeli seçmeyi amaçlayan çalışmasında EWMA, ARCH, GARCH GJR ve EGARCH Modellerini kullanmış ve EGARCH Modeli'nin en uygun model olduğunu tespit etmiştir.

Ou ve Wang (2011), Nasdaq Endeksi'ndeki volatilitiyi ölçmeyi amaçlayan çalışmasında, volatilitiyi açıklamada Guassian süreçlere dayanan ARCH ve GARCH modellerinin Klasik ARCH ve GARCH modellerinden daha başarılı olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Parvaresh ve Bavaghar (2012), Tahran Borsası'ndaki volatilitiyi ölçmeyi amaçlayan çalışmasında, loglikelihood kriteri ile değerlendirme yapıldığında CGARCH modelinin daha uygun bir model olduğunu ve Tahran Borsası'nda kaldıraç etkisinin görüldüğünü tespit etmiştir.

Literatürde İMKB Borsası'ndaki volatilitiyi modellemeyi amaçlayan çalışmalar da mevcuttur. Kutlar ve Dönek (2001), İMKB Ulusal 100 Endeksi günlük getiri değerlerini kullanarak 1988-2000 dönemi için en uygun farklı varyans

modelinden hareketle belirsizlik ile getiri arasındaki ilişkiyi inceledikleri çalışmada ele alınan dönemde en uygun modelin EGARCH (2,2) modeli olduğunu tespit etmiş, getirinin belirsizliğin nedeni olduğu bulgusuna ulaşmıştır.

Doğanay (2003), İMKB Devlet İç Borçlanma Senetleri' nin getirilerinin değişkenliğinin modellenmesinde GARCH ve EWMA Modellerini kullanmış, gerek varyans gerekse kovaryansların öngörülmesinde GARCH modellerinin daha üstün olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Mazıbaş (2005), 1997-2004 dönemini kapsayan çalışmasında simetrik ve asimetrik GARCH modellerini kullanarak İMKB Bileşik, Mali, Sınai ve Hizmet endekslerine ait günlük, haftalık ve aylık kapanış değerlerini kullanarak İMKB'de volatilité kümelenmesi, asimetrik etki, kaldıraç etkisi ve kalın kuyruk özelliklerinin varlığını araştırmış, asimetrik etki ve kaldıraç etkisinin bütün veri setlerinde var olduğunu, ancak haftalık ve aylık bazda yapılan tahminlerin daha tutarlı sonuçlar verdiğini tespit etmiştir.

Duran ve Şahin (2006), Temmuz 2000-Nisan 2004 dönemi günlük endeks verilerini kullanarak İMKB sınai, mali, hizmetler ve teknoloji endeksleri arasındaki volatilité etkileşimini EGARCH ve VAR modelini kullanarak test etmiş ve endeksler arasında volatilité etkileşimi olduğu sonucuna varılmıştır.

Akgün ve Sayyan (2007), İMKB 30'da yer alan hisse senetlerinde asimetri etkisinin ve uzun hafıza özelliğinin olup olmadığını Asimetrik GARCH modellerini kullanarak incelemiş, İMKB 30' da yer alan hisse senetlerinin 13'ünün asimetrik etki, 4'ünün de uzun hafıza özelliği gösterdiğini tespit etmiştir.

Turanlı vd. (2007), İMKB 100 Bileşik Endeksi günlük getiri serisinin volatilitesini inceleyen çalışmalarında ARCH (1) ve GARCH (1,1) modellerinin daha iyi sonuçlar verdiği bulgusuna ulaşmıştır.

Akar (2007), ARCH, GARCH ve SWARCH Modellerini karşılaştırarak hangi modelin İMKB için daha açıklayıcı olduğunu belirlemeyi amaçlayan çalışmasında SWARCH modellerinin daha iyi sonuçlar verdiğini ortaya koymuştur.

Bildirici vd. (2007), 1988-2006 döneminde İMKB'nin günlük getiri değişkenliğini ARCH, EGARCH, TGARCH, GJR, SAARCH, PARCH, NARCH, APGARCH, NPGARCH-M modelleri ile modellemiş, ARCH/GARCH ailesi modellerin İMKB için uygun modeller olduğunu tespit etmiştir. Özellikle kriz ortamlarında getiri değişkenliğinin artmasının riski artırdığı sonucuna ulaşılmıştır.

Sevüktekin ve Nargeleçekenler (2008), İMKB 100 endeksi için en uygun farklı varyans modelinin seçimini amaçlayan çalışmalarında GARCH (1,1) modelinin İMKB için en uygun model olduğunu tespit etmiştir.

Atakan (2009), 1987-2009 dönemi İMKB 100 Endeksi günlük kapanış değerlerini kullanarak İMKB 100 endeksinin volatilitesi modellemeyi amaçlayan çalışmada endeksin ARCH etkisi taşıdığı ve volatilitesi tahmin etmede en uygun modelin GARCH (1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşmıştır.

Çağıl ve Okur (2010), 2008 Finans krizinin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası üzerindeki etkilerini simetrik GARCH modellerini kullanarak incelemiştir. 05/02/2004-26/02/2010 dönemini kapsayan çalışmada 2007-2010 döneminde koşullu varyans değerinde ve yaşanan volatilitesi şoklarının direncinde önemli bir artış olduğunu tespit etmiştir.

Gündem ve Tunç (2011), GARCH Modellerini kullanarak finansal liberalizasyon politikalarının krizlerin bulaşıcılığını artırıp artırmadığını sorgulamış, Türkiye ekonomisinin dışsal finansal şoklardan negatif etkilendiği bulgusuna ulaşmıştır.

Güriş ve Saçıldı Şaçaklı (2011), Klasik GARCH Modeli ile Bayesyen GARCH Modellerini karşılaştırarak İMKB için hangi modelin daha uygun olduğunu belirlemeyi amaçlayan ve 04.01.1995-18.06.2010 dönemini kapsayan çalışmada; ele alınan dönemde Bayesyen GARCH modelinin İMKB-100 için daha uygun bir model olduğunu tespit etmiştir.

II. METODOLOJİ

Çalışmada GARCH(1,1) GARCH- M(1,1), GJR Model, TGARCH(1,1) ve EGARCH(1,1) modelleri kullanılmış, İMKB için en uygun modelin TGARCH(1,1) modeli olduğu belirlenmiştir. Bu kısımda ARCH ve GARCH ailesi modelleri kısaca tanıtılacak sonraki kısımda tahmin sonuçları sunulacaktır.

Engle (1982)' nin modeli Maksimum Olabilirlik yöntemine dayanmakta ve birinci mertebe otoregresif bir modelle yola çıkmaktadır. Birinci mertebeden otoregresif model

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

şeklinde tanımlanabilir. Burada $\varepsilon_t \sim V(\varepsilon_t)$ ile bir beyaz gürültü sürecidir. y_t 'nin koşulsuz ortalaması sıfırken koşullu ortalaması γy_{t-1} 'dir. y_t 'nin koşulsuz varyansı $\frac{\sigma^2}{1-\gamma^2}$ iken koşullu varyansı σ^2 'dir. Farklı varyans durumunda varyanstaki değişimin nedenlerini belirlemek zor olduğundan Engel (1982) serinin cari değerlerini koşullu varyans değerleriyle ilişkilendirerek yeni bir varyans modeli tanımlamış ve koşullu varyans değerini hata teriminin karelerinin fonksiyonu olarak tanımlayan bir model elde etmiştir.

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

$$h_t = a_0 + a_1 y_{t-1}^2 \quad (3)$$

Normallik varsayımı altında Engle (1982) tarafından önerilen ARCH regresyon modeli

$$y_t | \psi_{t-i} \approx (x_t, \mathbf{b}, h_t) \quad (4)$$

$$h_t = a_0 + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + a_p \varepsilon_{t-p}^2 \quad (5)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \mathbf{b} \quad (6)$$

şeklinindedir. (5) numaralı model ARCH (p) sürecini tanımlamaktadır. ARCH modelinde h_t koşullu varyans değerini, p ARCH sürecinin mertebesini, a bilinmeyen parametreler vektörünü göstermektedir. Model bozucu terimlerin karelerinin gecikme değerlerinden oluşan bir AR süreci şeklinde tanımlanmaktadır. ARCH (p) modelinde ε_{t-i}^2 değerleri negatif olamayacağından koşullu varyans da negatif değerler alamayacaktır.

ARCH modeli çok basit olmasına rağmen dalgalanma sürecinin yeterince tanımlanabilmesi için çok sayıda parametre kullanılması gerekmektedir (Tsay, 2002:93). ARCH modelinde karşılaşılan aşırı parametreleşme sorununu çözmek için Bollerslev (1986) GARCH (p,q) modelini türetmiştir. GARCH (p,q) modeli;

$$\varepsilon_t | \psi_{t-1} : (0, h_t) \quad (7)$$

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \beta_i h_{t-i} \quad (8)$$

şeklinde tanımlanmaktadır. Burada seri ψ_{t-1} bilgi kümesine bağlı olarak sıfır koşullu ortalama ve h_t koşullu varyans değeri ile normal dağılım göstermektedir. GARCH (p,q) modelinde koşullu varyans değeri hata terimlerinin karelerinin gecikme değerleriyle birlikte, kendi gecikme değerlerinin de bir fonksiyonudur. Model ARMA (p q) süreciyle ifade edilmektedir.

Risk ile getiri arasındaki ters yönlü ilişki hesaba katılarak Engle, Lilien ve Robins (1987) tarafından ARCH M modeli geliştirilmiştir. ARCH M modelinde getiri değişkeninin şartlı varyansı şartlı ortalamayı etkilemektedir. Böylece şartlı varyanstaki bir değişime direkt olarak aktifin beklenen getirisini etkilemektedir. Model aşağıdaki gibi ifade edilebilir;

$$r_t = \mu + c\sigma_t^2 + a_t \quad a_t = \sigma_t \varepsilon_t \quad (9)$$

$$\sigma_t^2 = a_0 + a_1 a_{t-1}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (10)$$

(9) getiri denklemini, (10) ise varyans denklemini tanımlamaktadır. Getiri denkleminde yer alan c katsayısı risk prim parametresi olarak adlandırılmaktadır. Risk primi parametresinin pozitif olması getirinin de geçmiş volatilité değerlerine baęlı olarak pozitif olmasına neden olmaktadır. Bununla birlikte risk priminin varlığı, getiri deęerleri arasındaki serisel korelasyonun da temel nedenidir (Tsay, 2002: 101).

GARCH modellerindeki pozitif kısıtlamalar özellikle daha yüksek dereceli GARCH süreçleri için tahminde bulunmayı zorlaştırabilir. Bu modellerde ε_{t-i} gecikme terimlerinde şartlı farklı varyans simetriktir. Pozitif ve negatif şoklar şartlı varyansta mutlak etkiye sahiptir. Ampirik çalışmalarda riskli varlıkların getirisi ile ilgili kötü haberlerin, iyi haberlere göre gelecekte daha büyük volatilitéye sebep olduęu bulgusuna ulaşılmıştır. Kaldıraç etkisi olarak bilinen bu etkiyi simetrik GARCH süreçleri ile tahmin etmek mümkün deęildir. Kaldıraç etkisinin ortaya çıkış sebebi borsa fiyatlarındaki bir düşüşün, firmaların borç/hisse senedi oranını yükselterek firmaların risk oranını artırması, risk artışının da volatilitenin artmasına yol açmasıdır. Kaldıraç etkisini hesaba katan ve asimetrik modeller olarak bilinen Üstel GARCH (EGARCH), Eşik GARCH (TGARCH) ve GJR GARCH modelleri tahminlerde daha etkin sonuçlar vermektedir.

Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modelinde koşullu varyans;

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \beta \log(\sigma_{t-1}^2) + \gamma \frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} + a \left[\frac{|\varepsilon_{t-1}|}{\sqrt{\sigma_{t-1}^2}} - \sqrt{\frac{2}{\pi}} \right] \quad (11)$$

denklemleri ile ifade edilmektedir. Bu modelin en önemli özellięi koşullu varyansın logaritmik olması nedeniyle GARCH modellerinde getirilen negatif olmama kısıtlarına gerek kalmaması ve asimetrik etkilerin modellenmesine olanak sağlamasıdır. Asimetrik etkilerin varlığı γ katsayısıyla ölçülmektedir. Katsayının sıfırdan küçük olması asimetrik etkinin varlığını temsil etmektedir (Brooks, 2002: 469).

Zakoian (1994) tarafından geliştirilen Threshold GARCH (TGARCH) ve Glosten, Jaganathan ve Runkle (1993) tarafından geliştirilen ve GJR GARCH modelinde kötü ve iyi haberlerin etkisi şartlı varyans denkleminde yer almaktadır. Birbirinden bağımsız olarak geliştirilen bu modelde koşullu varyans denklemleri;

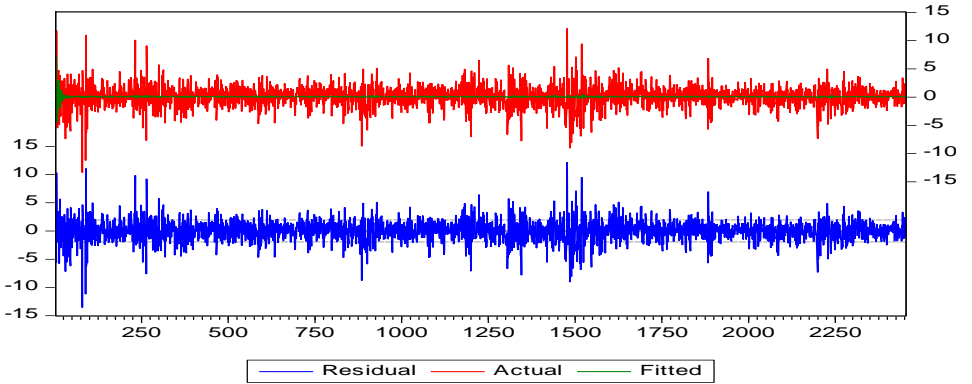
$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \gamma \varepsilon_{t-1}^2 d_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (12)$$

şeklinde. Kötü haber durumunda $\varepsilon_t > 0$, iyi haber durumunda $\varepsilon_t < 0$ olmaktadır. İyi ve kötü haberlerin farklı varyans üzerinde diferansiyel etkisi söz konusudur. Farklı şartlı varyans denkleminde d_t yapay değişkeni ilave edilerek $\varepsilon_t < 0$ için $d_t = 1$ ve $\varepsilon_t > 0$ için $d_t = 0$ değerleri kullanılmaktadır. Modelde iyi haberlerin etkisi α ile kötü haberlerin etkisi koşullu varyans üzerindeki etkisi $(\alpha + \gamma)$ ile gösterilmektedir. $\gamma > 0$ durumunda kaldıraç etkisi vardır ve kötü haberler volatilitiyi artırmaktadır. Yine $\gamma \neq 0$ ise haberlerin asimetrik etkisinden bahsedilir (Brooks, 2002: 470).

A. İMKB ULUSAL 100 ENDEKSİNE UYGUN FARKLI VARYANS MODELLERİ

İMKB Ulusal 100 Endeksi için en uygun ARCH ve GARCH modellerinin belirlenmesinde öncelikli olarak yapılması gereken getiri serisinin oluşturulmasıdır. Serilerin daha istikrarlı bir şekilde ifade edilebilmesi için serilerin doğal logaritması alınmaktadır. P_t herhangi bir t dönemindeki endeks değeri olsun. R_t getiri serisi, $R_t = \ln(P_t/P_{t-1})$ olarak ifade edilebilir. R_t getiri serisi için en uygun ARMA(p,q) süreci En Küçük Kareler Yöntemi (EKK) ile elde edilmektedir. Grafik 1, İMKB 100 Endeksi getiri serisine ait volatilitate hareketlerini göstermektedir.

Grafik 1: İMKB 100 Endeksi Volatilite Hareketleri



Grafik 1 incelendiğinde volatilitate hareketlerinin genellikle birbirini takip ettiği, diğer bir ifadeyle yüksek dalgalanmaları yüksek dalgalanmaların, düşük dalgalanmaların takip ettiği görülmektedir. Kriz dönemlerinde bu etki daha belirgindir. Getiri serileri oluşturulduktan sonra yapılması gereken şey uygun ARMA süreci ile koşulsuz varyans değerlerinin belirlenmesidir.

Tablo 1: İMKB Ulusal 100 Endeksi ARMA(p,q) Modeli Tahmin Sonuçları**Bağımlı Değişken:** R(Getiri)

Metod: EKK

Değişken	Katsayı	Standart Hata	t-istatistiği	Prob.
C	0.070396	0.040591	1.734271	0.0830
AR(1)	1.273058	0.058001	21.94897	0.0000
AR(2)	-0.798401	0.054309	-14.70102	0.0000
MA(1)	-1.262699	0.058268	-21.67043	0.0000
MA(2)	0.804007	0.054571	14.73311	0.0000
R ²	0.017184	Ortalama Bağımlı var		0.072872
Düzeltilmiş R ²	0.015576	S.D. Bağımlı var		1.965640
Reg. Standart Hatası	1.950272	Akaike Bilgi Kriteri		4.175852
Hata Kareler Top	9303.505	Schwarz Bilgi Kriteri		4.187693
Log likelihood	-5112.507	Hannan-Quinn Kriteri		4.180155
F-İstatistiği	10.69153	Durbin-Watson Değeri		2.005135
Prob(F-statistic)	0.000000			

İMKB Ulusal 100 Endeksi günlük getiri serisi için en uygun modelin ARMA (2,2) modeli olduğu tespit edilmiştir. Tahmin sonuçları incelendiğinde tahminci regresyon katsayılarının %1 anlamlılık seviyesinde anlamlı oldukları ve F değerinin yeterince yüksek olduğu görülmektedir. Yapılan tahminde herhangi bir tutarsızlık görülmemektedir. Ancak Tablo 2'deki Ljung Box Pierce Q istatistiği tahmin sonuçları incelendiğinde hata terimleri ve hata terimlerinin kareleri arasında güçlü bir otokorelasyon ilişkisi olduğu, Tablo 3'deki ARCH LM testi sonuçları incelendiğinde de serinin ARCH etkisi taşıdığı tespit edilmiştir. Bu durum İMKB Ulusal 100 endeksi getiri serisinin ARCH-GARCH modelleri kullanılarak modellenebileceğini göstermektedir.

5, 10 ve 15 gecikme değerleri için Q istatistiği değerleri aşağıdaki tabloda gösterilmektedir. Tablo 2 incelendiğinde otokorelasyon fonksiyonunun değerlerinin oldukça düşük, ancak anlamlı olduğu görülmektedir. Hata terimlerinin kareleri arasında daha güçlü bir otokorelasyon ilişkisi vardır.

Tablo 2: ARMA Modeli Q İstatistiği Tahmin Sonuçları

Hata Terimlerinin Q İstatistikleri			
Otokorelasyon	AC	Q-Stat	Prob
1	-0.003	0.0204	
5	0.024	3.5170	0.061
10	0.065	23.004	0.001
15	0.002	34.513	0.000

Hata Terimlerinin Karelerinin Q İstatistikleri			
Otokorelasyon	AC	Q-Stat	Prob
1	0.197	94.888	
5	0.104	212.48	0.000
10	0.191	360.89	0.000
15	0.065	502.75	0.000

Modelde hata terimlerinin AC fonksiyonunun değeri $2/T^{1/2}$ ($2/2453^{1/2}$) arasında yer almaktadır. Hata terimlerinin kareleri arasında daha güçlü bir korelasyon ilişkisi olduğu görülmekle birlikte AC değerleri azalma gösterdikten sonra artmakta ve tekrar azalmaktadır. Q istatistiği 0.000 düzeyinde yeterlidir, hata terimlerinin kareleri arasında güçlü bir korelasyon ilişkisi vardır.

Tablo 3: ARCH LM Testi Tahmin Sonuçları

F-İstatistiği	5.562433	P. F(4,2438)	0.0002
Gözlem*R ²	22.09373	P.Ki-kare(4)	0.0002

Hata terimleri arasında güçlü bir ARCH etkisinin varlığı görülmektedir. O halde modelin etkin olarak tahmini için şartlı farklı varyans modellerinin Maksimum Olabilirlik yöntemi ile tahmin edilmesi gerekmektedir. Bundan sonraki aşamada ARMA (2,2) modeli kullanılarak İMKB Ulusal 100 Endeksi getiri serisi için en uygun GARCH (p, q) modeli belirlenmiştir.

Tablo 4: GARCH(p,q) Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı değişken: R(Getiri)				
Ortalama Denklemi; $R = c + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Prob.
C	0.128346	0.033110	3.876380	0.0001
AR(1)	1.777205	0.004202	422.9010	0.0000
AR(2)	-0.992450	0.004333	-229.0247	0.0000
MA(1)	-1.773511	0.005715	-310.3086	0.0000
MA(2)	0.985439	0.006038	163.2104	0.0000
Varyans Denklemi; $\sigma_t^2 = c + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \sigma_{t-1}^2$				
C	0.111011	0.019329	5.743251	0.0000
α_1	0.100328	0.009138	10.97910	0.0000
α_2	0.870273	0.010226	85.10542	0.0000
Düzeltilmiş R ²	0.005593	S.D. bağımlı var		1.965640
Reg. Standart Hatası	1.960136	Akaike Bilgi Kriteri		3.999257
Hata Kareler Toplamı	9397.855	Schwarz Bilgi Kriteri		4.018202
Log likelihood	-4893.090	Hannan-Quinn Kriteri		4.006142
Durbin-Watson İst.	1.975322			

ARMA (2,2) modelinden elde edilen sonuçlar kullanılarak en uygun GARCH (p,q) modeli türetilmiş ve en uygun GARCH modelinin GARCH (1,1) modeli olduğu tespit edilmiştir. Varyans denkleminde yer alan α_1 parametresi şokların volatilité üzerindeki etkisini gösterirken; α_2 parametresi bir önceki dönemin volatilitésinin cari dönem volatilitésini üzerindeki etkisini göstermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde her iki parametrenin de anlamlı olduğu görülmektedir.

GARCH (1,1) modelinden elde edilen hata terimleri arasında otokorelasyon olup olmadığını belirlemek ve hata terimlerinin ARCH etkisi taşıyıp taşımadıklarını test etmek amacıyla Q istatistiklerinden yararlanılmıştır.

Tablo 5: GARCH(1,1) Modeli Q İstatistikleri Tahmin Sonuçları

Hata Terimlerinin Q İstatistikleri							
AC	PAC		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	0.045	0.045	4.8940		
		5	0.021	0.020	6.6858	0.010	
		10	0.042	0.040	15.558	0.016	
		15	0.010	0.010	16.373	0.128	
Hata Terimlerinin Karelerinin Q İstatistikleri							
AC	PAC		AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	.018	.018	0.7761		
		5	.013	.013	1.4344	0.231	
		10	.065	.065	17.079	0.009	
		15	0.021	0.025	21.062	0.033	

Tablo 6 incelendiğinde GARCH Modelinden elde edilen hata terimlerinin kareleri arasında otokorelasyon ilişkisinin olduğu ve ARCH etkisinin halen devam ettiği görülmektedir.

Tablo 6: GARCH- M Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: R(Getiri)

Ortalama Denklemi; $R = C + \delta\sigma_t^2 + \beta_1R_{t-1} + \beta_2R_{t-2} + \beta_3\varepsilon_{t-1} + \beta_4\varepsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	Prob.
σ_t^2	0.005451	0.018497	0.2919	0.7682
C	0.115125	0.0621	1.842543	0.0654
AR(1)	-0.967981	0.002877	-336.5126	0.0000
AR(2)	-0.982199	0.003062	-320.7223	0.0000
MA(1)	0.982176	0.000499	1968.735	0.0000
MA(2)	0.998076	0.000345	2893.745	0.0000
Varyans Denklemi; $\sigma_t^2 = c + \alpha_1\varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2\sigma_{t-1}^2$				
C	0.117028	0.020734	5.644344	0.0000
α_1	0.104217	0.009638	10.81261	0.0000
α_2	0.864833	0.011277	76.68880	0.0000
R ²	0.011123	Ortalama Bağımlı var		0.072872
Düzeltilmiş R ²	0.009100	S.D. Bağımlı var		1.965640
Reg. Standart Hatası	1.956676	Akaike Bilgi Kriteri		3.996630
Hata Kareler Toplamı	9360.879	Schwarz Bilgi Kriteri		4.017943
Log likelihood	4888.870	Hannan-Quinn Kriteri		4.004376
Durbin-Watson İstatistiği	1.972972			

ARMA (2,2) modelinden hareketle GARCH M (1,1) modeli türetilmiştir. Tahmin sonuçları incelendiğinde GARCH M (1,1) modelinin ortalama denkleminde yer alan δ parametresinin pozitif ve istatistiki bakımdan anlamlı olması risk artışının koşullu varyans değerinde bir artışa yol açarak ortalama getiriyi artıracağını göstermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde ortalama denkleminde yer alan koşullu varyans parametre tahmincisinin (δ) pozitif ancak anlamsız olduğu görülmektedir. Bu durumda risk artışının doğrudan doğruya ortalama denkleminde dolayısıyla getiri de bir artışa yol açmadığı söylenebilir.

B. KALDIRAÇ ETKİSİ

Yukarıda ele alınan modellerde iyi ve kötü haberlerin varyans üzerinde simetrik etkiye sahip olduğu kabul edilmektedir. Ancak finansal zaman serilerinde negatif şokların farklı varyansı aynı büyüklükte pozitif bir şoktan daha fazla etkilediği gözlenmektedir. Daha önce de söz edildiği gibi TGARCH ve EGARCH modelleri bu etkiyi açıklamak üzere geliştirilmiştir. Asimetrik etkiler dahil edildiğinde GARCH (p,q) etkisini görmek için analizi bir adım daha ileriye götürmek gerekmektedir. Standartlaştırılmış kalıntı değerleri $S=u/\sigma$ şeklinde tanımlanmıştır. Standartlaştırılmış kalıntı değerlerinin kareleri alınıp seriye dönüştürüldükten sonra; standartlaştırılmış hata terimlerinin kareleri standartlaştırılmış hata terimlerinin karelerinin gecikme değerleri ile regrese edilerek otokorelasyon etkisinin varlığına bakılabilir. Tablo-8’de standartlaştırılmış hata terimlerinin kareleri ile standartlaştırılmış hata terimlerinin karelerinin gecikme değerleri arasında otokorelasyon ilişkisinin olmadığı görülmektedir. Hata terimlerinin kareleri ile hata terimlerinin gecikme değerleri arasında otokorelasyon ilişkisinin olmaması ARCH etkisinin bulunmadığını göstermektedir.

Tablo 7: Standart Hata Terimleri Kullanılarak GARCH Etkisinin Belirlenmesi

Bağımlı Değişken: S2

Değişken	Katsayı	Standat Hata	t-İstatistiği	Prob.
C	0.974511	0.049554	19.66574	0.0000
S2(-1)	0.017733	0.020219	0.877045	0.3805
S2(-2)	0.007192	0.020218	0.355732	0.7221
R ²	0.000371	Ortalama Bağımlı var		0.999424
Düzeltilmiş R ²	-0.000447	S.D. Bağımlı var		2.011626
Reg. Standart Hatası	2.012075	Akaike Bilgi Kriteri		4.237434
Hata Kareler Toplamı	9902.500	Schwarz Bilgi Kriteri		4.244544
Log likelihood	-5185.739	Hannan-Quinn Kriteri.		4.240018
F-İstatistiği	0.453556	Durbin-Watson İstatistiği		1.998949
Prob(F-İstatistiği)	0.635418			

Standart kalıntıların karesi ile kalıntıların karelerinin gecikme değerleri arasında korelasyon olması kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Tablo 8 bu etkiyi ölçmektedir.

Tablo 8: Kaldıraç Etkisinin Belirlenmesi

Bağımlı Değişken: S2				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.992536	0.040526	24.49159	0.0000
S(-1)	-0.178910	0.040562	-4.410782	0.0000
S(-2)	-0.046911	0.040551	-1.156823	0.2475
R ²	0.008629	Ortalama Bağımlı var		0.999424
Düzeltilmiş R ²	0.007819	S.D. Bağımlı var		2.011626
Reg. Standart Hatası	2.003747	Akaike Bilgi Kriteri		4.229139
Hata Kareler Toplamı	9820.690	Schwarz Bilgi Kriteri		4.236248
Log likelihood	-5175.580	Hannan-Quinn Kriteri		4.231722
F-İstatistiği	10.64532	Durbin-Watson İstatistiği		1.999575
Prob(F-İstatistiği)	0.000025			

Tablo 8 incelendiğinde F değerinin %1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu ve bir gecikme değeri için parametre tahmincisinin negatif değerli olduğu görülmektedir. Bu durum varyans büyüklüğü üzerinde negatif şokların etkili olduğunun göstergesidir. Kötü haberler varyans üzerinde daha büyük bir etkiye yol açmaktadır.

Tablo 9: Leverage Etkisinin Tahmini: Engle-Ng Modeli

Bağımlı Değişken: S2				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	t-İstatistiği	P
C	0.886826	0.057201	15.50376	0.0000
D(-1)	0.225857	0.081159	2.782873	0.0054
R ²	0.003154	Ortalama Bağımlı var		0.999017
Düzeltilmiş R ²	0.002746	S.D. Bağımlı var		2.011316
Reg. Standart Hatası	2.008552	Akaike Bilgi Kriteri		4.233521
Hata Kareler Toplamı	9875.922	Schwartz Kriteri		4.238259
Log likelihood	-5184.064	Hannan-Quinn Kriteri		4.235243
F-İstatistiği	7.744380	Durbin-Watson İstatistiği		1.974482
Prob(F-İstatistiği)	0.005429			

Tablo 9 Engle-Ng (1993) tarafından geliştirilen asimetrik etki modeli tahmin sonuçlarını vermektedir. Bu modelde kaldıraç etkisi yapay değişkenler kullanılarak ölçülmektedir. Hata terimlerinin sıfırdan küçük olması negatif şok, hata terimlerinin sıfırdan büyük olması pozitif şok göstergesi kabul edilerek, hata teriminin sıfırdan küçük olması durumunda yapay değişkene "1" değeri, sıfırdan büyük olması durumunda "0" değeri verilmektedir. Yapay değişken katsayısının istatistiki olarak anlamlı olması kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Tablo 9 incelendiğinde yapay değişken parametresinin anlamlı olduğu görülmektedir. Kötü haberler varyans değeri üzerinde daha büyük bir etki yapmaktadır.

Kaldıraç etkisini gösteren bir başka model birbirlerinden bağımsız olarak Glosten, Jagannathan ve Rankel (1993) tarafından geliştirilen GJR Modeli ve Zokaian (1994) tarafından TGARCH Modelidir.

Tablo 10: GJR Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: R

Ortalama Denklemi; $R = c + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	P
C	0.090870	0.035175	2.583325	0.0098
AR(1)	1.285241	0.090652	14.17767	0.0000
AR(2)	-0.801854	0.089336	-8.975683	0.0000
MA(1)	-1.269792	0.091378	-13.89603	0.0000
MA(2)	0.805400	0.088847	9.064972	0.0000

Varyans Denklemi; $\sigma_t^2 = c + a_1 \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-1}^2 * (\varepsilon_{t-1} < 0) + a_3 \sigma_{t-1}^2$				
C	0.133203	0.020373	6.538110	0.0000
α_1	0.046458	0.009939	4.674459	0.0000
α_2	0.094270	0.015036	6.269767	0.0000
α_3	0.868516	0.010120	85.82337	0.0000
R^2	0.016979	Ortalama Bağımlı var		0.072872
Düzeltilmiş R^2	0.015371	S.D. Bağımlı var		1.965640
Reg. Standart Hatası	1.950475	Akaike Bilgi Kriteri		3.992606
Hata Kareler Toplamı	9305.444	Schwarz Bilgi Kriteri		4.013919
Log likelihood	-4883.938	Hannan-Quinn Kriteri		4.000351
Durbin-Watson İstatistiği	2.014896			

Tablo 10 GJR Modeline ait tahmin sonuçlarını vermektedir. Varyans denkleminde yer alan a_2 katsayısının sıfırdan büyük olması kaldıraç etkisinin varlığını göstermektedir. Yani kötü haberler varyans değerini daha fazla etkilemektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde a_2 katsayısının pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Kaldıraç etkisi vardır. Kötü haberler volatilitiyi daha fazla etkilemektedir.

Tablo 11: TGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: R(Getiri)

Ortalama Denklemi: $c + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{t-2}$				
Değişken	Katsayı	Std. Hata	z-İstatistiği	P
C	0.089929	0.033157	2.712227	0.0067
AR(1)	1.778162	0.003759	473.0767	0.0000
AR(2)	-0.993188	0.003863	-257.1165	0.0000
MA(1)	-1.775563	0.004943	-359.2234	0.0000
MA(2)	0.987633	0.005201	189.8921	0.0000
Varyans	Denklemi: $\sigma_{t-1}^2 = c + a_1 * \varepsilon_{t-1}^2 + a_2 \varepsilon_{t-1}^2 *$		$(\varepsilon_{t-1} < 0) + a_3 \sigma_{t-1}^2 + a_4 D3 * \varepsilon_{t-1}$	
C	0.131209	0.022002	5.963611	0.0000
α_1	0.071401	0.012604	5.664972	0.0000
α_2	0.042238	0.020072	2.104378	0.0353
α_3	0.868691	0.011413	76.11511	0.0000
α_4	-0.143238	0.038707	-3.700574	0.0002
R^2	0.006621	Ortalama Bağımlı var		0.068948
Düzeltilmiş R^2	0.004996	S.D. Bağımlı var		1.956419
Reg. Standart Hatası	1.951526	Akaike Bilgi Kriteri		3.985271
Hata Kareler Toplamı	9311.672	Schwarz Kriteri		4.008960
Log likelihood	-4871.957	Hannan-Quinn Kriteri		3.993880
Durbin-Watson İstatistiği	1.982122			

Tablo 11 TGARCH modeli tahmin sonuçlarını göstermektedir. Tahmin sonuçları incelendiğinde a_2 katsayısının pozitif ve anlamlı olduğu görülmektedir. Kaldıraç etkisinin varlığı bu modelde de gözlenmektedir.

Asimetrik etkileri ölçen bir başka model Nelson (1991) tarafından geliştirilen EGARCH modelidir. Bu modelde varyans logaritmik değerlerle tanımlandı-

ğından varyansın pozitif olmasını sağlayacak parametre kısıtlamalarına gerek kalmamaktadır. Modelin tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda gösterilmektedir.

Tablo 12: EGARCH Modeli Tahmin Sonuçları

Bağımlı Değişken: R(Getiri)

Presample variance: backcast (parameter = 0.7)

Ortalama Denklemi : $c + \beta_1 R_{t-1} + \beta_2 R_{t-2} + \beta_3 \varepsilon_{t-1} + \beta_4 \varepsilon_{t-2}$

Variable	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.092034	0.033720	2.729330	0.0063
AR(1)	1.314584	0.077540	16.95361	0.0000
AR(2)	-0.802820	0.079134	-10.14513	0.0000
MA(1)	-1.297697	0.078896	-16.44822	0.0000
MA(2)	0.805369	0.079509	10.12934	0.0000
Varyans denklemi: $\text{LOG}(\sigma_t^2) = C(6) + C(7)*\text{ABS}(\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1))) + C(8)*\text{RESID}(-1)/\text{SQRT}(\text{GARCH}(-1)) + C(9)*\text{LOG}(\text{GARCH}(-1))$				
C(6)	-0.098010	0.012796	-7.659284	0.0000
C(7)	0.184581	0.015546	11.87330	0.0000
C(8)	-0.070834	0.009465	-7.483564	0.0000
C(9)	0.960889	0.005763	166.7418	0.0000
R ²	0.016601	Ortalama Bağımlı var		0.072872
Düzeltilmiş R ²	0.014992	S.D. Bağımlı var		1.965640
AçıklananDeğ.Kar.Top.	1.950850	Akaike Bilgi Kriteri		3.996086
Hata Kareler Toplamı	9309.024	Schwarz Kriteri		4.017399
Log likelihood	-4888.203	Hannan-Quinn Kriteri		4.003832
Durbin-Watson İstatistiği	2.017017			

Tahmin sonuçları incelendiğinde tüm parametrelerin % 1 anlamlılık düzeyinde anlamlı olduğu görülmektedir. Gecikmeli varyans değeri sabit olmak üzere gecikmeli hata terimindeki bir birimlik değişme log koşullu varyans değerini $0.18-0.7=0.11$ değiştirmektedir. Diğer taraftan gecikmeli hata terimindeki bir birimlik azalış log koşullu varyans değerini $-0.184581-0.070834=0.255$ arttırmaktadır. Bu durum leverage etkisinin varlığını göstermektedir. Kötü haberler volatilité üzerinde daha büyük etkiye sahiptir.

1. En Uygun Modelin Belirlenmesi

Simetrik ve asimetric GARCH modelleri içinde en uygun model seçilirken farklı kriterler kullanılmaktadır. Bu kriterlerden ilki R² değeri yüksek olan modelin seçilmesidir. Ancak modellere ait R² değerleri incelendiğinde R² değerlerinin birbirine çok yakın oldukları görülmektedir. Diğer bir kriter En düşük Akai-

ke veya Schwartz bilgi kriterine ya da en yüksek loglikelihood kriterine sahip olan modelin seçilmesidir.

Tablo 13: En Uygun Modelin Seçimi

Model	R ²	AIC	SC	Loglikelihood
GARCH(1 1)	0.007217	3.999257	4.018202	-4893.090
ARCH M(1 1)	0.01123	3.996630	4.017943	-4888.870
GJR	0.016979	3.992606	4.013919	-4883.938
EGARCH	0.016601	3.996086	4.017399	-4888.203
TGARCH(1,1)	0.006621	3.985271	4.008960	-4871.957

Tablo 13 incelendiğinde TGARCH modelinin en küçük bilgi kriterlerine ve en büyük loglikelihood değerine sahip olduğu görülmektedir. Bu durumda TGARCH(1,1) modelinin en uygun model olduğu söylenebilir.

III. GRANGER NEDENSELLİK TESTİ

Nas ve Perry (2000) en uygun farklı varyans modeline ait koşullu varyans değerinin belirsizlik göstergesi olarak kabul etmiş, enflasyon ile enflasyon belirsizliği arasında nedensellik ilişkisi olup olmadığını test etmiştir. Aynı mantıkla yola çıkılarak Borsa getirisi ile risk arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılabilir. En uygun farklı varyans modelinin TGARCH (1,1) koşullu varyans değerleri belirsizlik değişkeni olarak algılanıp, borsa getiri belirsizliği ile borsa getirisi arasındaki Granger nedensellik ilişkisi araştırılabilir. Granger nedensellik denklemi aşağıdaki şekilde ifade edilmektedir;

$$R_t = \sum_{i=1}^n a_i R_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i \sigma_{t-i} + \varepsilon_t \quad (13)$$

$$\sigma_t = \sum_{i=1}^n a_i \sigma_{t-i} + \sum_{i=1}^n \beta_i R_{t-i} + \varepsilon_t \quad (14)$$

Granger Nedensellik Testi'nde H₀ hipotezi belirli gecikme değerleri için “σ_t, R_t'nin Granger-nedeni değildir” veya tersi şeklinde ifade edilmektedir.

Çalışmada ele alınan dönem, 2002-2008, 2008-2010 ve 2010-2012 dönemi olmak üzere üç alt döneme ayrılmış ve beş gecikme uzunluğu için Granger nedenselliği araştırılmıştır.

Tablo 15: Granger Nedenselliği Tahmin Sonuçları

Dönem	Granger Nedenselliğin Yönü	Gözlem Sayısı	Gecikme Uzunluğu	F İstatistiği	P	H ₀ (% 10) Karar
2002-2012	$R_t \rightarrow \sigma_t$	2447	4	2.10768	0.0774	RED
	$\sigma_t \rightarrow R_t$	2447	4	22.6694	2.E-18	KABUL
2002-2008	$R_t \rightarrow \sigma_t$	1536	5	1.84576	5.E-13	KABUL
	$\sigma_t \rightarrow R_t$	1536	5	13.6428	0.1010	KABUL
2008-2010	$R_t \rightarrow \sigma_t$	910	5	0.39793	0.8504	KABUL
	$R_t \rightarrow \sigma_t$	910	5	10.3252	1.E-09	KABUL
2010-2012	$R_t \rightarrow \sigma_t$	522	5	0.39793	0.0046	RED
	$\sigma_t \rightarrow R_t$	522	5	3.43872	0.2893	KABUL

Tablo 15’de yer alan tahmin sonuçları incelendiğinde 2002-2012 döneminde getiri belirsizliğin nedeni olduğu görülmektedir. Ele alınan dönem alt dönemlere ayrılarak incelendiğinde 2002–2008 dönemi ile 2008-2010 döneminde belirsizlik ile getiri arasında herhangi bir nedensellik ilişkisi olmadığı buna karşın 2010-2012 döneminde yine getirinin riskin nedeni olduğu görülmektedir.

SONUÇ

Risk ve getiri finansal piyasalarda volatilitenin belirlenmesinde rol oynayan temel faktörlerdir. Durağan dönemlerde aynı seyri izleyen serilerin kriz dönemlerinde büyük dalgalanmalar göstermesi, zaman serilerinin vazgeçilmez olan aynı varyans koşulunun sapmasına neden olmakta ve finansal serilerde geleneksel zaman serisi modellerinin kullanılmasını engellemektedir.

2008 Küresel Finansal Krizi de finans piyasalarında belirsizliği artırarak ülke borsalarında büyük dalgalanmalar görülmesine neden olmuştur. Bu bağlamda bu çalışmada simetrik ve asimetrik farklı varyans modelleri kullanılarak en uygun farklı varyans modelinden hareketle elde edilen varyans değerleri belirsizlik göstergesi olarak kabul edilmiş, risk ile getiri arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmıştır.

Çalışmada İMKB Ulusal 100 Endeksi Günlük getiri serisi için en uygun modelin TGARCH (1,1) modeli olduğu tespit edilmiş, kaldıraç etkisinin İMKB’de etkili olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Kötü haberler volatilitiyi artırmaktadır.

2002-2012 dönemi bir bütün olarak ele alındığında getirinin %10 anlamlılık düzeyinde riskin nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır. Ele alınan dönem alt dönemlere ayrılarak incelendiğinde 2002-2008 ve 2008-2010 dönemlerinde getiri ile risk arasında herhangi bir nedensellik ilişkisine rastlanmamış, 2010-2012 döneminde yine getirinin riskin nedeni olduğu bulgusuna ulaşılmıştır.

KAYNAKÇA

- AKAR, Cüneyt; (2007), “Volatilite Modellerinin Öngörü Performansları: ARCH, GARCH ve SWARCH Karşılaştırması”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, 8, ss.201-217.
- AKGÜN, Işıl ve Hülya SAYYAN; (2007), “İMKB 30 Hisse Senedi Getirilerinde Volatilitenin Kısa ve Uzun Hafızalı Asimetrik ve Koşullu Değişen Varyans Modelleri İle Öngörüsü”, **İktisat İşletme ve Finans Dergisi**, 22, ss.127-141.
- ATAKAN, Tülin; (2009), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Değişkenliğin (Volatilitenin) ARCH-GARCH Yöntemleri İle Modellenmesi” **Yönetim Dergisi**, 62, ss.48-61.
- BHABRA, Gurmeet S.; Maria L. GOZALEZ; Miyeong S. KİM and John G. POWEL; (2001), “Volatility Prediction During Prolonged Crises: Evidence From Korean Index Option” **Pacific-Basin Finance Journal**, 214, pp.147-164.
- BROOKS, Chris; (2002), **Introductory Econometrics for Finance**, Cambridge: Cambridge University Press.
- BİLDİRİCİ, Melike; Sadiye OKTAY ve Elçin AYKAÇ; (2007), “İMKB’de Getiri Değişkenliğinin Hesaplanmasında ARCH/GARCH Ailesi Modellerinin Kullanılması”, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 24-25 Mayıs, Malatya: İnönü Üniversitesi, İnternet Adresi: <http://web.inonu.edu.tr/~eisemp8/bildiri-pdf/bildirici-oktay-aykac.pdf>, Erişim Tarihi: 02.09.2012.
- BOLLERSLEV, Tim; (1986), “Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity” **Journal of Econometrics**, 31, pp. 307-327.
- ÇAĞIL, Gülcan ve Mustafa OKUR; (2010), “2008 Küresel Krizi’nin İMKB Hisse Senedi Piyasası Üzerindeki Etkilerinin GARCH Modelleri İle Analizi”, **Marmara Üniversitesi İ.İ.B.F. Dergisi**, XXVIII, ss.573-585.
- DOĞANAY, Mete M.; (2003), “İMKB DİBS Fiyat Endekslerinin Volatilite ve Kovaryanslarının Öngörülmesi”, **İMKB Dergisi**, 27, ss.17-37.
- DURAN, Serap ve Asuman ŞAHİN; (2006), “İMKB Hizmetler, Mali, Sınai ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi”, **Gaziosmanpaşa Üniversitesi Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**, 1, ss.57-70.
- EL AAL, Moustafa Ahmed Abd; (2011), “Modelling and Forecasting Time Varying Stock Return Volatility In The Egyptian Stock Market”, **International Research Journal of Finance and Economics**, 78, pp.96-113.

- ENGLE, Robert F.; (1982), “Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation” **Econometrica**, 50, pp. 987-1007.
- ENGLE, Robert F.; Davis M. LILIEN and Robins P. RUSSEL.; (1987), “Estimating Time Varying Risk Premia in The Term Structure: The ARCH-M Model”, **Econometrica**, 55, pp.391-407.
- ENGLE, F. Robert and Victor K. NG; (1993) “Measuring and Testing the Impact of News on Volatility”, **The Journal of Finance**, 48, pp.1022-1082.
- GLOSTEN, Lawrance R.; Ravi JAGANATHAN and E. David RUNKLE; (1993), “On The Relation Between The Expected Value and The Volatility of The Nominal Excess Return On Stocks,” **The Journal of Finance**, 48, pp.1779-1801.
- GRANGER, Clive W. J.; (1988) “Some Recent Development in A Concept of Causality”, **Journal of Econometrics**, 39, pp.199-211.
- GÜRİŞ, Selahattin ve İrem SAÇILDI SAÇAKLI; (2011), “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Hisse Senedi Getiri Volatilitésinin Klasik ve Bayesyen GARCH Modelleri İle Analizi, **Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, 13, ss.153-172
- GÜNDEM, Fırat ve Tunç RAMAZAN; (2011), “ Finansal Liberalizasyon Politikaları ve Küresel Finansal Krizin Türkiye Üzerine Etkileri: S&P 500 ve İMKB Üzerine Bir Analiz”, **Turgut Özal Uluslararası Ekonomi ve Siyaset Kongresi E Kitabı**, Malatya: İnönü Üniversitesi, ss.1325-1355, İnternet Adresi: <http://web.inonu.edu.tr/~ozal.congress/pdf/77.pdf>, Erişim Tarihi: 03.09.2012.
- KUTLAR, Aziz and Ekrem DÖNEK; (2001), “Selecting the Appropriate Generalized Conditional Heteroscedastic Model for the Daily İMKB Index Returns”, **AFA 2001 New Orleans Meetings**, Working Paper, pp.1-12, İnternet Address: http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=255595, Date of Access: 02.09.2012.
- LEEVEES, Gareth; (2007), “Asimetric Volatility Of Stock Returns During The Asian Crisis: Evidence From Indonesia”, **International Review Of Economics And Finance**, 16, pp.272-286.
- MAZIBAŞ, Murat; (2005), “İMKB Piyasalarındaki Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile Bir Uygulama”, **VII. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu**, İstanbul: İstanbul Üniversitesi, 26-27 Mayıs, ss.1-29, İnternet Adresi: <http://www.ekonometridernegi.org/>, Erişim Tarihi:01.09.2012.

- MCMILLIAN, David; Alan SPEIGHT and Owain APGWILYM; (2000),” Forecasting UK Stock Market Volatility”, **Applied Financial Economics**, 10, pp.435-488.
- NAS, Tefvik F. and Mark J. PERRY; (2000), “Inflation, Inflation Uncertainty and Money Policy in Turkey:1960-1982”, **Contemporary Economic Policy**,18, pp. 170-180.
- NELSON, B. Daniel; (1991),“Conditional Heteroscedasticity in Asset Return: A New Approach”, **Econometrica**, 59, pp. 347-370.
- OU, Pich H. and Hengshan WANG; (2011), “Modeling and Forecasting Stock Market Volatility by Gaussian Processes based on GARCH, EGARCH and GJR Models”, **Proceedings of the World Congress on Engineering**, London: International Association of Engineers, July 6-8, Internet Address: http://www.iaeng.org/publication/WCE2011/WCE2011_pp338-342.pdf, Date of Access: 03.09.2012.
- PAN, Hongyu and Zhichao ZHANG; (2006), “ Forecasting Financial Volatility: Evidence From Chinese Stock Market”, **Working Paper In Economics and Finance**, No:06/02, pp. 1-29.
- PARVARESH, Mehdi and Morteza BAVAGHAR; (2012),”Forecasting Volatility in Tehran Stock Market with GARCH Models”, **Journal of Basic and Applied Scientific Research**, 2(1), pp. 150-155.
- PETERS, Jean-Philippe ; (2001),” Estimating And Forecasting Volatility of Stock Indices Using Asymmetric GARCH Models And (Skewed) Student-t Densities”, Internet Address: <http://www.unalmed.edu.co/~ndgirald/Archivos%20Lectura/Archivos%20curso%20Series%20II/jjpeters.pdf>, Date of Access: 04.09.2012.
- SEVÜKTEKİN, Mustafa ve Mehmet NARGELEÇEKENLER; (2008), “ İstanbul Menkul Kıymetler Borsası’nda Getiri Volatilitésinin Modellenmesi ve Önraporlanması”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, 61, ss. 243-265.
- SIOUROUNIS, Gregorios D.; (2002), “Modelling Volatility and Testing for Efficiency in Emerging Capital Markets: The Case of The Athens Stock Exchange”, **Applied Financial Economics**,12, pp.47-55.
- TCMB; (2012), ”İstatistiki Veriler”, İnternet Adresi: <http://evds.tcmb.gov.tr/cbt.html>, Erişim Tarihi:10.08.2012.
- TSAY, S. Ruey; (2002), **Analysis of Financial Time Series**, New York: John Wiley & Sons, Inc.

- TURANLI, Münevver; Ünal H. ÖZDEN ve Gökhan VURAL; (2007),“2002–2006 Döneminde İMKB Getiri Volatilitésinin Ekonometrik Analizi”, **8. Türkiye Ekonometri ve İstatistik Kongresi**, 24-25 Mayıs, Malatya: İnönü Üniversitesi, ss. 1-10, İnternet Adresi: <http://web.inonu.edu.tr/~eisemp8/bildiri-pdf/turan%FD-ozden-vural.pdf>, Erişim Tarihi: 01.09.2012
- ZOKAIAN, Jean-Michel; (1994),“Threshold Heteroscedastic Models”, **Journal Of Economic and Dynamic Control**,18, pp. 931-55.