

T.C.
DOKUZ EYLÜL ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
EKONOMETRİ PROGRAMI
YÜKSEK LİSANS TEZİ

**İMKB-100 ENDEKSİNDE OYNAKLIĞIN DOĞRUSAL
OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ İLE MODELLENMESİ**

Burcu ERGUN

Danışman
Yrd. Doç. Dr. Hamdi Emeç

2010

YEMİN METNİ

Yüksek Lisans Tezi olarak sunduğum “**İMKB-100 Endeksinde Oynaklığın Doğrusal Olmayan Zaman Serileri İle Modellenmesi**” adlı çalışmanın, tarafımdan, bilimsel ahlak ve geleneklere aykırı düşecek bir yardıma başvurmaksızın yazıldığını ve yararlandığım eserlerin kaynakçada gösterilenlerden oluştuğunu, bunlara atıf yapılarak yararlanılmış olduğunu belirtir ve bunu onurumla doğrularım.

...../.....2011

ÖZET
Yüksek Lisans Tezi
İMKB-100 Endeksinde Oynaklığın Doğrusal Olmayan Zaman Serileri İle
Modellenmesi
Burcu ERGUN

Dokuz Eylül Üniversitesi
Sosyal Bilimler Enstitüsü
Ekonometri Anabilim Dalı
Ekonometri Programı

Yatırımların iyi bir şekilde değerlendirilebilmesi ve finansal kaynakların değerini yitirmemesi her dönem güncelliğini koruyan bir konudur. Finansal kaynaklar siyasi yapıdan, sosyolojik olaylardan veya zamandan etkilenmekte ve bu etkilerin yatırım araçlarını değerlendirilirken değişkenlik göstermiş olmaları yatırımcıların görevini zorlaştırmaktadır. Gözlemlenen bu değişimlere ekonomide oynaklık denilmektedir.

Bu çalışmada amaçlanan zaman ve psikolojik faktörlerden etkilenen finansal bilgilerin en iyi şekilde nasıl modellenebileceğinin ve en iyi öngörülmeye nasıl ulaşılabilceğinin bulunmasıdır. Bu amaçla çalışmada, oynaklık içeren zaman serilerinin en iyi modellenebileceği ekonometrik yöntemlerden biri olan, doğrusal olmayan zaman serisi modelleri incelenmektedir.

Bu modeller oynaklık içeren ve zamana bağlı değişen verilere en iyi örneklerden biri olan borsa verilerinden, 02.01.1997 - 31.12.2008 tarihleri arasındaki İMKB-100 getiri endeksine uygulanmakta ve kurulan modeller kriterlere göre incelenmektedir.

Anahtar kelimeler: Doğrusal Olmayan Zaman Serileri Modelleri, Oynaklık, İMKB-100 Getiri Endeksi

ABSTRACT
Master Thesis
Modelling the Volatility With Nonlinear Time Series On ISE-100 Index
Burcu ERGUN

Dokuz Eylül University
Institute of Social Sciences
Department of Econometry
Program of Econometry

Investment rating in a best way and to protect the value of financial resources have always been a hot-button issue. Since political structure, sociological issues and time are the variables that effect the financial resources, the investors decision making is getting hard. The observed variations are named as volatility in the economy.

The purpose in this study is to search the possible best modelling of financial information that is effected from time and psychological factors. In order to achieve this, non-linear time series models are examined since they are one of the best econometric methods that involves volatility.

Istanbul Stock Exchange data, between the dates 02.01.1997 - 31.12.2008 are used to implement these models, because the data contains volatility besides they are flexible through time. During the implementation, Imkb 100 yield index is used and the most possible model is examined.

Key words: Non-linear Time Series Models, Volatility, ISE -100 yield index

İMKB-100 ENDEKSİNDE OYNAKLIĞIN DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ İLE MODELLENMESİ

İÇİNDEKİLER

YEMİN METNİ.....	ii
ÖZET	iii
ABSTRACT	iv
İÇİNDEKİLER	v
TABLolar LİSTESİ	vii
ŞEKİLLER LİSTESİ	viii
GİRİŞ	1

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ MODELLERİ

1. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH) MODELİ.....	4
1.1. ARCH Etkisinin Test Edilmesi	6
1.1.1. Pozitif Olma Koşulu	7
1.1.2. Durağanlık Koşulu	8
1.1.3. Normallik Varsayımı.....	9
1.2. Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (GARCH) ..	10
1.2.1. Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli Çeşitleri	13
1.2.1.1. Eşikli Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyanslı Model (Threshold GARCH)	14
1.2.1.2. Üssel Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyanslı Model (EGARCH (exponential GARCH)).....	14
1.2.1.3. Güçlendirilmiş Genelleştirilmiş Otoresif Koşullu Değişen Varyanslı Model (PGARCH (power GARCH)).....	15
1.3. ARCH-M (ARCH – IN MEAN) Modeli	16
1.4. Model Seçim Kriterleri:	16

1.4.1. Haber Etki Kriteri:	17
1.4.2. Akaike Bilgi Kriteri (AIC)	18
1.4.3. Schwarz Kriteri (SIC)	19

İKİNCİ BÖLÜM

UYGULAMA

2. TEMEL BORSA KAVRAMLAR	21
2.1. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası	21
2.2. Menkul Kıymetler	22
2.3. Hisse Senetleri	23
2.4. Hisse Senedi Endeksleri	23
2.4.1. İMKB Hisse Senedi Endeksleri	24
2.5. Veri Setinin İncelenmesi	25
2.5.1. Veri setinin istatistikleri:	25
2.5.2. Veri Setinin Durağanlığı:	28
2.5.3. ARCH-LM Testi:	32
2.6. Model Tahminlenmesi	35
2.6.1. ARCH Model Tahminlemesi	35
2.6.2. GARCH Model Tahminlemesi:	36
2.6.3. TGARCH Model Tahminlemesi:	37
2.6.4. EGARCH Model Tahminlemesi:	40
2.6.5. ARCH-M Model Tahminlemesi	43
2.6.6. Modellerin Karşılaştırılması	43
2.7. Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslı Modellerinin Öngörümeleri	44
SONUÇ	46
KAYNAKÇA	48

TABLÖLER LİSTESİ

Tablo 1: Haber Etki Kriterlerinin Modellere Göre Genel İfadesi	17
Tablo 2: Logaritmasının farkları alınmış veri setinin korelogramı	29
Tablo 3: Logaritmasının Farkları Alınmış Veri Seti Birim Kök Testi.....	30
Tablo 4: AR(1) modeli	31
Tablo 5: AR(2) modeli	31
Tablo 6: AR(3) modeli	32
Tablo 7: AR (1) sürecinin artıklarının korelogramı	33
Tablo 8: AR(1) artıkların korelasyonlarının korelogramı.....	34
Tablo 9: ARCH-LM testi	35
Tablo 10: AR(1)-ARCH(1) modeli sonuçları	36
Tablo 11: AR(1)-GARCH(1,1) modeli sonuçları	37
Tablo 12: AR(1)-TGARCH(1,1) modeli sonuçları.....	38
Tablo 13: ARCH-LM testi	38
Tablo 14: AR(1)-TGARCH(1,1) modeli artıklarının korelogramı	39
Tablo 15: AR(1) – EGARCH(1,1) modeli sonuçları	40
Tablo 16: ARCH- LM Testi	41
Tablo 17: AR(1) – EGARCH(1,1) modeli korelogramı	42
Tablo 18: AR(1)-ARCH-M(1) modeli	43
Tablo 19: Modellerin Karşılaştırılması	44
Tablo 20: Model Öngörümleri Kriterlerinin Karşılaştırılması	45

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1: Haber Etki Grafiklerinin Modellere Göre Etkisi	18
Şekil 2: Veri setinin çizgi grafiği	26
Şekil 3: Logaritması alınmış veri setinin grafiği.....	26
Şekil 4: Logaritmasının farkları alınmış veri setinin grafiği.....	27
Şekil 5 : Logaritmasının farkları alınmış veri seti histogramı.....	28

GİRİŞ

Oynaklık serilerde meydana gelen değişkenliktir. Diğer bir deyişle, yatırımların karlılığında belirsizlik yaratan, gözlemlenmiş serilerde meydana gelen öngörülenemeyen (iç ve dış ticaretteki gelişmeler, rekabet, faiz oranları, iç ve dış politik durumlar, şirketlerin durumlarından kaynaklanan işlem düzeylerindeki hareketler) ani iniş veya çıkışlara (dalgalanmalara) oynaklık (volatilité) denilmektedir. Oynaklığın modellenmesi ve tahminlenmesi yatırımcı için önemlidir, bu şekilde gelecekte oluşabilecek risk veya beklenen getirinin davranışları hakkında bilgi edinerek yatırımlarına yön verebilmektedir.

Doğrusal modeller finansal verilerin sahip olduğu aşırı basıklık, oynaklık kümelenmesi ve kaldıraç etkisi gibi özellikleri açıklayamamakta, yetersiz kalmaktadır.¹ Oynaklığın, finans teorilerinde ve pratiğinde etkisi çok önemli sayılmaktadır. Oynaklık yani değişken risk yönetiminde portföy seçimi, fiyatların değişiminde önemli bir etkidir. Genelde ölçüm için varyans ve standart sapma kullanılır.² Campbell, Lo ve MacKinlay, zaman serileri zamana bağlı olarak değişirken, oynaklık ölçümlemesinde oynaklığın sabit olduğu varsayımını istatistiksel olarak anlamsız bulmaktadır. Finansal verilerde, büyük ve küçük hataların kümelendiği yani; büyük getirilerin büyük ve küçük getirilerin küçük getirileri takip ettiği gözlemlenmektedir. Bu da getiriler arasında seri korelasyon olduğunu göstermektedir.

Bu bilgiler ışığında kullanılacak metotlar için çeşitli görüşler bulunmaktadır. Yatırımcı, risk ve beklenen getirinin davranışlarını modellemek için son zamanlarda geliştirilmiş bir öneri olarak doğrusal olmayan zaman serisinin özellikleri kullanmaktadır.

Finans kaynaklarda önemli bir yere sahip olan oynaklığın modellenmesinde kullanılan yöntemler başlıca 6 grupta incelenmektedir:

¹ Chris Brooks, "Introductory Econometrics For Finance", 2008, ss.380

² Eric Zivot and Jiahui Wang, "Financial Time Series with S-Plus", Springer science and business media LLC, 2002, ss.213

- Tarihi Oynaklık (historical volatility) modelleri
- Zımni Oynaklık (implied volatility) modelleri
- Üssel Olarak Ağırlıklandırılmış Hareketli Ortalama (EWMA) modelleri
- Otoregresif (AR) ve Hareketli Ortalama (MA) modelleri (ARMA modelleri)
- Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) modelleri
- Stokastik Oynaklık modelleri.³

Örneğin; hareketli ortalama modellerinde en son veri, ağırlığı en yüksek veri olacak şekilde ağırlıklandırma yapılır. Bu şekilde veriler üssel olarak azalır. Bunun avantajlarından biri; oynaklık en son gerçekleşmiş olaylardan daha çok etkilenmektedir ve bu ağırlıklandırma, gerçeği yansıtmaya olanak sağlamaktadır. Diğer bir avantaj ise; bir gözlemin oynaklığı geçmişe doğru üssel oranlarda azalış gösterdiği için veri setine uygun bir çözümleme sağlayacağı düşünülecektir. Fakat bu durumda ani iniş çıkışlar gözlemlerin dışına çıkmış olacak ve gerçeği yansıtmayacaktır. Ayrıca, uzun dönem analizinde anormal büyüklükte gözlemler oluşturulacak, öngörümlemeler daha çok etkilenecek ve gerçeği yansıtmayacak büyüklükte öngörümlemeler tahminlenecektir.⁴

Günümüzde oynaklık tahminlemede en çok günlük artıkların kareleri veya günlük fark tahminleri kullanılır. Günlük artıkların kareleri o günün oynaklık tahmini olarak adlandırılır. Fakat fark tahminlerinde durum biraz daha zorlaşmaktadır, o gün gerçekleşen en yüksek ve en düşük değerlerin oranının logaritması alınarak o günün oynaklığı tahminlenir. Bu iki durum içinde artıklar veya değerler standart otoregresif model ile tahminlenir.⁵ Bera ve Higgins'e göre, ARCH model ekonomik zaman serilerinin tahminlenebilmesi ve bu tahminlerin değişkendeki dışsal yapısal değişimler yerine özellikle doğrusal olmayan bağımlılıktan tahminlenmesi gerektiği için uygundur.⁶

³ Murat Mazıbaşı, "İMKB Piyasalarındaki oynaklığın Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri ile bir Uygulama", VII. Ulusal ekonometri ve istatistik sempozyumu, 26-27 Mayıs 2005.

⁴ Chris Brooks, ss.384.

⁵ Chris Brooks ss.386.

⁶ Roberto Perrelli, 22.08.2010, <http://www.econ.uiuc.edu/~econ472/ARCH.pdf>

Özellikle para ve finans piyasalarında, değişkenlerde meydana gelen ani sıçramalar (oynaklık), büyük ve küçük hata paylarının bir küme halinde görünmesine ve bu görünümün zaman boyutu içinde tekrarlanmasına yol açar. Eğer böyle bir görünümü, klasik regresyon modelleri ya da diğer zaman serisi teknikleri ile modellenirse, hem ortalama ve hem de varyans zamandan bağımsız, sabit kabul edilecektir. Bu durumda oynaklık içeren veri setini açıklamakta kullanılan bağımsız değişken ya da değişkenler, varyanstaki bu değişikliği açıklamakta yetersiz kalacaktır. Oysa ARCH modeli, varyansı geçmiş değerlerini kullanarak bir fonksiyon oluşturacak ve bu eksikliği bertaraf edecektir. ARCH modeli varyanstaki ani gerçekleşmiş artan ve azalan görünümü, klasik regresyon modelleri ve diğer zaman serilerine göre en doğru şekilde modelleyebilecek yöntemdir.⁷

Bu çalışmada oynaklık içeren zaman serilerine iyi bir örnek olan İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ocak 1997- Aralık 2008 dönemine ait verileri kullanarak doğrusal olmayan zaman serilerinden otoregresif koşullu değişen varyanslı modelleri irdeleyerek en uygun modelin bulunması amaçlanmaktadır.

⁷ Dr.Hilal Bozkurt, Zaman Serileri Analizi, Ekin kitabevi, 2007, ss.65.

BİRİNCİ BÖLÜM

DOĞRUSAL OLMAYAN ZAMAN SERİLERİ MODELLERİ

Doğrusal olmayan zaman serilerinin modellenmesi araştırmalarda en yaygın kullanılan model oluşturma yöntemlerinden biridir. Diğer alternatif yöntemlere göre çok daha hızlı sonuca ulaştırmasının yanı sıra, anlaşılır ve kapsam olarak açıklayıcılığı yüksek olduğu için tercih sebebidir.

Doğrusal olmayan zaman serisi modelleri ihtiyaca göre şekil alabilmekte, genişletilebilmektedir. Bu nedenle bu tez içeriğinde belli başlı modellerden bahsedilecektir.

Bu bölümde, ilk olarak doğrusal olmayan zaman serisi modellerinden; ARCH, GARCH, TGARCH, EGARCH, PGARCH, ARCH-M modellerinin nasıl oluşturulduğundan bahsedilecek. Daha sonra oluşturulan modellerin arasında en iyi modelin seçilmesi için geçerli olan model kriterlerinin neler olduğu açıklanacaktır.

1. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS (ARCH) MODELİ

İlk olarak ARCH yapısı Engel tarafından tanıtılmıştır. Bu yapı içerisinde değişkenin varyansı zaman içerisinde değişmektedir.⁸

ARCH modelinde, koşullu varyans ve koşullu olmayan varyans arasındaki farklılık göz önüne alınmaktadır. Koşullu varyans, hata terimlerinin geçmiş değerleri ile elde edilirken, koşullu olmayan varyans, klasik regresyon modeli varsayımlarına dayanarak sabit kabul edilmektedir.⁹

Basit bir ARCH model iki denklemden oluşmaktadır, birinci denklem ortalamanın ikinci denklem ise varyansın davranışını modeller. Ortalama denklemi doğrusal regresyon denklemidir. Aynı zamanda, bir sabit ve birkaç açıklayıcı değişkenden meydana gelir.¹⁰

⁸ Dr. Hilal Bozkurt, s.61

⁹ Dr. Hilal Bozkurt, s.143

¹⁰ Aslı K. Ogunç, R. Carter Hill, “Using Excel For Principles Of Econometrics”, John Wiley and Sons inc., 2008, s.202

ARCH modeli anlayabilmek için ilk olarak koşullu varyansa bakmak gerekir.

Bir rassal değişkenin u_t , koşullu ve koşulsuz varyansının ayrımı ile koşullu ve koşulsuz ortalamasının ayrımı tam olarak aynıdır.

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3} \dots) = E \left((u_t - E(u_t))^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3} \dots \right) \quad (1)$$

$$E(u_t) = 0 \quad (2)$$

$$\sigma_t^2 = \text{var}(u_t | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3} \dots) = E((u_t)^2 | u_{t-1}, u_{t-2}, u_{t-3} \dots) \quad (3)$$

u_t 'nin sıfır ortalama, normal dağılıma sahip koşullu varyansı aynı zamanda u_t 'nin karesinin koşullu beklenen değerine eşittir.¹¹

$$y = \beta_0 + u_t \quad (4)$$

Denklem 4' de ifade edilen basit bir regresyon modelidir, sabit değer ve artıklardan oluşmaktadır. Bu modelde açıklayıcı değişkenler mevcut değildir. Artıklar ortalaması sıfır olan normal dağılım gösterir ve değişen varyanslıdır. Engle'e göre bir sonraki adım olarak ARCH modelinin oluşturulabilmesi için denklem 4'den elde edilecek olan hataların karelerinin varyansın oluşturulması gerekir. σ_t^2 , u_t 'nin varyansı ise,

$$\sigma_t^2 = \alpha + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (5)$$

şeklinde ifade edilir. Denklem 5'de ifade edilen varyans önceki dönemin hata karelerine bağlı olmaktadır. Bu denklemin parametrelerinin pozitif olması beklenmektedir. Çünkü varyansın da pozitif olması beklenir.¹² Bu denklem genelleştirilmek istendiğinde hatanın varyansı,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (6)$$

¹¹ Chris Brooks, s.388.

¹² Aslı K. Ogunç, R. Carter Hill, s.202.

q gecikmeli hata kareleri yani, ARCH(q) modeli ifade eder. Denklem 6 aynı zamanda oynaklığın otokorelasyonunun testi için de kullanılmaktadır.¹³ Bera ve Higgins, çalışmalarında ARCH modeli tercih etmektedir. Çünkü hesaplanması, denklemlerle başa çıkması daha kolaydır. Aynı zamanda ARCH modeli, kümelenme hatalarıyla başa çıkabilmekte, doğrusal olmama probleminin üstesinden gelmekte ve gözlemcinin hatalarından kaynakalanan problemleri bertaraf etmektedir.¹⁴

1.1. ARCH Etkisinin Test Edilmesi

Tam bir ARCH modeli tahmin etmek için ARCH etkisinin artıklar üzerinde test edilmesi her zaman için faydalı olmaktadır.

$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \dots + \alpha_p u_{t-p}^2 + \epsilon_t$ modelinde bulunan hata karelerine Lagrange Multiplier(LM) testi, ARCH etkisini ortaya koymak için uygulanmaktadır.

Lagrange Multiplier testinde sıfır hipotezinde ARCH etkisi yoktur varsayımı yer alır $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_p = 0$.

Test istatistiği $LM = T \cdot R^2 \sim \chi^2(p)$ ile hesaplanmaktadır. (T: örneklem boyutunu, R^2 : regresyon açıklayıcılığını ifade etmektedir.).¹⁵

Genel olarak bir ARCH modeli çözümlemesi aşağıda verilen yolları izlemektedir;

- Doğrusal regresyon ile artıklar oluşturulur,

$$y_t = \beta_1 + \beta_2 x_{2t} + \beta_3 x_{3t} + \beta_4 x_{4t} + u_t \quad (7)$$

- Artıkların karelerinden ARCH model oluşturulur,

$$\hat{u}_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 \hat{u}_{t-1}^2 + \gamma_2 \hat{u}_{t-2}^2 + \dots + \gamma_q \hat{u}_{t-q}^2 + v_t \quad (8)$$

¹³ Chris Brooks, s.389.

¹⁴ Roberto Perrelli, 22.08.2010, <http://www.econ.uiuc.edu/~econ472/ARCH.pdf>

¹⁵ Eric Zivot and Jiahui Wang, s.218.

- $\chi^2(q)$ istatistikleri karşılaştır, bunun için hipotez ise şöyle kurulmaktadır:

$$H_0: \gamma_1 = 0 \text{ ve } \gamma_2 = 0 \text{ ve } \gamma_3 = 0 \text{ ve } \dots \gamma_q = 0$$

$$H_1: \gamma_1 \neq 0 \text{ ve } \gamma_2 \neq 0 \text{ ve } \gamma_3 \neq 0 \text{ ve } \dots \gamma_q \neq 0$$

$$\chi^2_{\text{test}} > \chi^2 \rightarrow H_0 \text{ red edilir.}^{16}$$

Veriler ne kadar sıklıkla alınırsa ARCH-LM testi daha iyi sonuç verir. ARCH-LM testi, veri sayısı arttıkça duyarlılaşmaktadır. ARCH-LM testi, p değeri (gecikme) kullanıcı tarafından belirlenen, regresyon artık kareleriyle oluşturulan modelin artıklarına uygulanır.¹⁷

Eğer LM testiyle ARCH etkisi kesinleşmişse, ARCH modeli tahminlemek için zaman içerisinde değişim gösteren oynaklığın σ_t^2 'nin geçmiş değerlerine dayanarak bu modelleme gerçekleştirilir.¹⁸

1.1.1. Pozitif Olma Koşulu

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (9)$$

7 numaralı denklemden elde edilen σ_t^2 değerleri, koşullu varyansı ifade ettiği için bu değerlerin negatif olması anlamsız olacaktır. Diğer bir ifade ile, σ_t^2 değerinin elde edilebilmesi için hata kareler kullanılmakta ve karesel ifadelerden negatif değer elde etmek mümkün olmamaktadır. Her zaman bu denklemin pozitif değer üreteceğinden emin olmak için, hata karelerin başına gelen katsayıların pozitif olması koşulu aranmaktadır. Eğer ki bir veya birkaç katsayı negatif elde edilirse, negatif katsayıya sahip gecikme kareline düzeltme terimi atanır.¹⁹

¹⁶ Chris Brooks, s.390.

¹⁷ Chris Brooks, s.388.

¹⁸ Eric Zivot and Jiahui Wang, s.218.

¹⁹ Chris Brooks, s.389.

1.1.2. Durağanlık Koşulu

Değişkenler arasında anlamlı ekonometrik ilişkilerin elde edilebilmesi için analizi yapılan serilerin durağan olması gerekir. Değişkenlere ait zaman serilerinde trend bulunuyorsa ilişki gerçek olmayabilir ve sahte regresyon olarak ortaya çıkar. Bu nedenle bir zaman serisinin trend bileşeni üzerinde oldukça önemli görüşler mevcuttur.

Ortalaması ve varyansı zaman içinde değişmeyen, değişkenleri tesadüfi şoklar ile bir trende sahip olan stokastik süreç durağandır. Deterministik trend, oldukça uzun bir devre içinde birbirini takip eden yükseliş ve alçalış zikzakları arasında belirli bir yönde düzenli ve devamlı bir şekilde saptanan eğilimdir. Deterministik trend, zamanın doğrusal ve deterministik (zaman süresince değişmeyen ve belirli değerler alan) bir işlevi olarak ifade edilebilir. Deterministik zaman trendi, her zaman birimi için sabit ve deterministik bir miktarda artar. Genel bir ifadeyle, trend bütünüyle tahmin edilebiliyorsa ve farklı ani değişkenlikler göstermiyorsa deterministik olur.

Geleneksel görüş, zaman serilerinin esas olarak uzun dönemde düzgün (deterministik) bir trend gösterdiğini, trend etrafındaki kısa dönemli dalgalanmaların temelde bazı dışsal talep şokları tarafından belirlendiğini varsaymaktadır. Bu, makroekonomik serilerin bir trend etrafında durağan bir karaktere sahip olduğu, yani, bu trendden geçici sapmalar olsa bile zaman içinde serilerin trend değerlerine döneceği anlamına gelmektedir.

Zaman serisi içeren regresyonlarda sahte korelasyon sorununu aşmak, bir başka deyişle, gerek bağımlı gerek bağımsız değişkeni trendin etkisinden arındırmak için, zaman ya da trend değişkeni çoğunlukla açıklayıcı değişkenlerden biri olarak modele katılır. Fakat son dönemlerde bu yöntem sorgulanmaya başlanmıştır çünkü, bu yönteme trend deterministik ise başvurulur.

Zaman serisi analizlerinin gelişimi ile iktisadi değişimlerin bir çoğunun gösterdiği trendlerin kendilerinin de dalgalanmalardan muaf olmadıkları anlaşılmıştır. Böylece, artık, değişkenler üzerindeki etkileri birkaç dönemde yok olan geçici şokların yanında, etkileri uzun süre devam eden kalıcı şokların varlığı da bilinmektedir. Bu kalıcı şokların oluşturduğu trend, serinin belli bir değere doğru yaklaşmasını engellemektedir. Değişkenlerin zaman içinde belli bir değere doğru yaklaşımları

olarak tanımlanan durağanlık açısından bu trend, durağan olmayan bir özellik taşır ve şokların tanımı gereği, öngörülemeyen tesadüfî niteliğinden dolayı bu trend “stokastik trend” olarak adlandırılır. Kısaca trend dalgalanmalar göstererek ilerler, bir başka deyişle stokastik niteliktedir. Eğer durum böyle ise, verileri tek bir trend doğrusuyla trendin etkisinden arındırma biçimindeki yaygın uygulama yanıltıcı olabilir.

Bir serideki trendin deterministik mi yoksa stokastik mi olduğunun anlaşılması büyük önem taşır. Basit olarak, verilmiş bir zaman serisinin birim kökü olduğu (durağan olmadığı) tespit edilirse bu zaman serisinin stokastik olduğu sonucuna varılabilir. Eğer birim kökü yoksa zaman serisi deterministik bir trend sergiler.

Birim kökünü tespit etmek için kullanılan Dickey – Fuller testi bu tür testlerin en iyi bilinenidir. Standart Dickey–Fuller testi hata terimlerinin bağımsız ve aynı şekilde dağıldıkları varsayımı üzerine kurulmuştur. Hata terimi bazen farklı varyanslılık gösterdiği ve ya seri korelasyon içerdiği için iki farklı yaklaşımla Dickey – Fuller testi biraz değiştirilmiştir. Bunlardan biri parametrik yaklaşım olarak bilinen Genişletilmiş (Augmented) Dickey–Fuller testidir. İkincisi ise parametrik olmayan (nonparametric) olan Phillips–Perron hesaplamasıdır.²⁰

1.1.3. Normallik Varsayımı

ARCH modelde hataların dağılımının normale göre daha sivri olmasının tespiti normallik testi ile gerçekleştirilir. Bu aşamada elde edilen hataların Jarque – Bera test istatistiğine bakılır.

Jarque – Bera istatistiğinin hesaplanması için ilk olarak artıklar elde edilir daha sonra bu artıklara ait eğiklik ve basıklık katsayıları yardımıyla test istatistiğinin hesaplanması gerçekleştirilir.

$$JB = n \cdot \left[\frac{E^2}{6} + \frac{(B-3)^2}{24} \right] \quad (10)$$

²⁰ GUJARATI, Damodar N., “Basic Econometrics”, The McGraw –Hill Companies, 2004, s.709-726.

Hipotez ise şöyle kurulur;

H_0 : hatalar normal dağılıma uyar

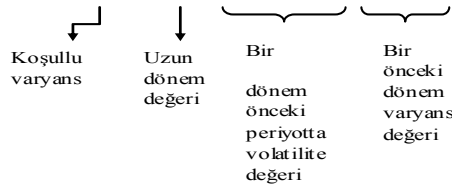
H_1 : hatalar normal dağılıma uymaz

Bu durumda hesaplanan test istatistiği X_{tablo}^2 değerinden küçük ise hata terimlerinin normal dağılıma uyduğu hipotezi red edilemez.²¹

1.2. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans Modeli (GARCH)

Ekonometrik analizlerde veri sayısı ne kadar fazla olursa öngörümlemelerin gerçekliğe yakınlığı artmaktadır. Eğer ki, ARCH(q) modeldeki gecikme belli bir orandan sonra ciddi biçimde büyümeye başlarsa pozitif olma koşulu iyi işlev görememektedir. Bu yüzden Bollerslev ve Taylor, daha dirençli bir AR modeli geliştirmiştir, bu model genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyanslı GARCH(p,q) modeldir.²² GARCH model, koşullu varyansın bir önceki gecikmeye bağlı olmasına olanak sağladığı için, koşullu varyansın en basit hali,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (11)$$



şeklini alır. Bu GARCH(1,1) modelidir. σ_t^2 'nin pozitif olduğundan emin olabilmemiz için, α_1 ve β katsayılarının pozitif olması gerekir. 9 numaralı denklemde verilen GARCH(p,q) modelinde, σ_t^2 'nin koşullu varyansı σ_t^2 , önceki p periyottaki artıkların karesine ($\alpha_1 u_{t-1}^2$) ve önceki q periyottaki koşullu varyansa ($\beta \sigma_{t-1}^2$) bağlıdır. Uygun bir model oluşturulması için GARCH(1,1) modele, koşullu varyans denkleminin 3 parametresi yeterli gelmektedir.²³

²¹ Şahin Akkaya, M. Vedat Pazarlıoğlu, "Ekonometri 1", 1998, s.377-378.

²² Gebhard Kirchgässner- Jürgen Wolters, "Introduction To Modern Time Series Analysis", springer science and business media, 2000, s.252.

²³ Eric Zivot and Jiahui Wang, s.219.

GARCH model koşullu varyansın ARMA(1,1) modeli olarak da düşünülebilir ki temelde şöyledir; koşullu varyansın t anındaki artık karesi, $\varepsilon_t^2 = u_t^2 - \sigma_t^2$ veya $\sigma_t^2 = u_t^2 - \varepsilon_t$ şeklinde ifade edilir bu durumda,

$u_t^2 - \varepsilon_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta(u_{t-1}^2 - \varepsilon_{t-1})$ eşitliği oluşturulabilir bu eşitlik düzenlenirse;

$$u_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta u_{t-1}^2 - \beta \varepsilon_{t-1} - \varepsilon_t$$

$u_t^2 = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta) u_{t-1}^2 - \beta \varepsilon_{t-1} - \varepsilon_t \rightarrow$ hata kareler için ARMA(1,1) elde edilir.

Genelleştirilmiş modelin daha dirençli olduğunu göstermek için GARCH(1,1) modeli ele alınır ve koşullu varyans modelinde zamanda bir eksiltme yapılır. Bu modeller uygun bir şekilde düzenlenirse,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (12)$$

$$\sigma_{t-1}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta \sigma_{t-2}^2 \quad (13)$$

$$\sigma_{t-2}^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta \sigma_{t-3}^2 \quad (14)$$

⋮

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta \sigma_{t-2}^2) \quad (15)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \alpha_0 + \beta \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta^2 \sigma_{t-2}^2 \quad (16)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \alpha_0 + \beta \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta^2(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta \sigma_{t-3}^2) \quad (17)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \alpha_0 + \beta \alpha_1 u_{t-2}^2 + \beta^2 \alpha_0 + \beta^2 \alpha_1 u_{t-3}^2 + \beta^3 \sigma_{t-3}^2 \quad (18)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0(1 + \beta + \beta^2 + \dots) + \alpha_1 u_{t-1}^2(1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \dots) + \beta^\infty \sigma_0^2 \quad (19)$$

model bir önceki dönemi içererek genişler. $\beta^\infty \rightarrow 0$ ise,

$$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2(1 + \beta L + \beta^2 L^2 + \dots) \quad (20)$$

$\sigma_t^2 = \gamma_0 + \gamma_1 u_{t-1}^2 + \gamma_2 u_{t-2}^2 + \dots$ sonsuz düzende ARCH modeline ulaşılmakta.

GARCH(1,1) modeli GARCH(p,q) olarak genişletilir ise, p:koşullu varyansı q:hata kare gecikmesini ifade ediyorken,

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 + \beta_2 \sigma_{t-2}^2 + \dots + \beta_p \sigma_{t-p}^2$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad \text{GARCH}(p,q) \quad (21)$$

elde edilmiş olunur.²⁴

Koşullu varyans değişmekte fakat u_t 'nin koşulsuz varyansı sabit ve $\alpha_1 + \beta < 1$ olduğu sürece, $\text{var}(u_t) = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1+\beta)}$ şeklinde ifade edilmektedir.

GARCH(1,1) modelde varyansın durağan olduğunu varsayabilmek için, varyansın $\text{var}(u_t) = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1+\beta)}$ şeklinde ifade edilmesi gerekmektedir. Çünkü

$E(s_t^2) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)E(s_{t-1}^2)$ ve $E(s_t^2) = \alpha_0 + (\alpha_1 + \beta_1)E(s_t^2)$ eşitlikleri s_t^2 'nin durağan olduğu varsayımına dayanır. Genel olarak GARCH(p,q) modelde, s_t^2 ,

artıkların karesi ARMA(max(p,q),q) sürecindeki gibi davranır. Kovaryansın durağanlığı, $\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j < 1$ gerektirir ve s_t 'nin koşulsuz varyansı

$$\text{var}(s_t) = \frac{\alpha_0}{1-(\sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{j=1}^q \beta_j)} \text{ olur.}^{25}$$

Bunun tersi durumlar ($\alpha_1 + \beta \geq 1$) için koşulsuz varyans tanımlanamamaktadır ve bu durum durağan olmayan varyans olarak ifade edilir. $\alpha_1 + \beta = 1$ ifadesi varyansın birim kökünü ifade eder.

GARCH model tahminlemesinde, en küçük kareler metodundan faydalanılamaz çünkü en küçük kareler metodu temelinde artıkların karelerini minimize etmek için kurulmuştur. Artıkların toplamı koşullu ortalama denkleminde bağlıdır, koşullu varyansa değil. Bu durumda artıkların toplamının minimizasyonu GARCH metodu için uygun değildir. GARCH modeli tahminleyebilmek için diğer bir yöntem olan maksimum likelihood uygulanır. Bu metot eldeki verilerin arasında birbirine yakın değerler bulunarak yürütülür. Maksimum likelihood tahminlemesi, doğrusal ve doğrusal olmayan modellerin parametrelerini bulmak için uygulanabilir.

²⁴ Chris Brooks, s.392-394.

²⁵ Eric Zivot and Jiahui Wang, s.220.

GARCH modeli tahminleyebilmek için izlenecek adımlar aşağıda belirtilmiştir;

- Ortalama ve varyans denklemleri tanımlanır

$$y_t = \mu + \phi y_{t-1} + u_t, u_t \sim N(0, \sigma_t^2) \quad (22)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta \sigma_{t-1}^2 \quad (23)$$

- Verileri normallik varsayımı altında maksimize etmek için Log-likelihood fonksiyonu tanımlanır

$$L = -\frac{T}{2} \log(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T \log(\sigma_t^2) - \frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (y_t - \mu - \phi y_{t-1})^2 / \sigma_t^2 \quad (24)$$

- LLF maksimize eden fonksiyon ve parametreler oluşturulur ve standart hataları hesaplanır.²⁶

1.2.1. Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans (GARCH) Modeli Çeşitleri

GARCH modelinin finansal zaman serileri için iyi olmasının en önemli nedeni, oynaklığı iyi bir şekilde analiz edip tahminlemesidir. Fakat ARCH modelinde karşılaşılan sorunlara bu modelde rastlanmaktadır. GARCH modelin en önemli eksikliği, finansal zaman serilerinde sık karşılaşılan asimetrik etkinin modellenmesindeki uygunsuzluklardır. En iyi sonucu alabilmek için GARCH model, veri setinin karakteristiklerine göre uyarlanır.

Temelde GARCH modelinde hata karesi (u_{t-1}^2), denkleme artıkların ve şokların koşullu oynaklıkta etkisi olmadığında eklenir.

Finansal oynaklığın yapay niteliği olarak, eğer veri seti negatif yönde şoklara maruz kalıyorsa, pozitif şoklara göre daha büyük bir tepki verecektir.

Black, negatif yönde veriyi etkilediğinde borsa fiyatlarının aşağı doğru çektiğini ve bu durumda kaldıraç etkisini yükseltmenin borsada, fiyatların çok daha

²⁶ Chris Brooks, s.394-395.

oynak olmasına neden olduğunu ifade etmiştir. Bu koşullarla göre asimetrik haber etkisi aynı zamanda kaldıraç etkisi olarak da ifade edilmektedir.²⁷

1.2.1.1. Eşikli Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslı Model (Threshold GARCH)

TGARCH model, kaldıraç etkisini ortaya koyabilecek bir diğer modeldir. Bu modelin özelliği, bir kukla değişken yardımıyla, haber etkisinin pozitif veya negatif olmasına bağlı olarak koşullu varyans üzerindeki etkisinin açıklanmasıdır. Kukla değişken modele etki eden negatif değerdeki şokları (ya da beklenmeyen değişimleri) ifade ederek bu açıklamayı gerçekleştirir.

$$\sigma_t^2 = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \gamma_i s_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q b_j \sigma_{t-j}^2 \quad (25)$$

$$s_{t-i} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-i} < 0 \\ 0 & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

Bu modelde; ε_{t-i}^2 'nin koşullu varyansı üzerinde (σ_t^2) farklı etkileri vardır, ε_{t-i} pozitif olduğunda toplam etki $a_i \varepsilon_{t-i}^2$, ε_{t-i} negatif olduğunda toplam etki $(a_i + \gamma_i) \varepsilon_{t-i}^2$ olacaktır. Bu yüzden beklenen, γ_i pozitif ise kötü haberlerin etkileri büyük tepkilerle karşılanacaktır. Bu model ayrıca GJR(Glosten, Jagannathan, Runkle) model olarak da adlandırılır.²⁸

1.2.1.2. Üssel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslı Model (EGARCH (exponential GARCH))

Nelson, GARCH modelinin bir eksiği olan asimetrik oynaklığı açıklayamaması nedeniyle oynaklıktaki asimetrik yapıyı açıklayabilmek için, üssel GARCH modelini sunmuştur. EGARCH modelinin en önemli özelliği sadece şokların pozitif veya

²⁷ Eric Zivot and Jiahui Wang, s.231.

²⁸ Chris Brooks, s.405

negatif olması ile ilgilenmenin dışında, büyüklüklerini de hesaba katılarak modelleme gerçekleştirmesidir.

$$h_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \frac{|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q b_j h_{t-j} \quad (26)$$

$$h_t = \log \sigma_t^2 \text{ veya } \sigma_t^2 = e^{h_t}$$

ε_{t-i} pozitif veya iyi etki varken ε_{t-1} 'nin toplam etkisi $(1 + \gamma_i)|\varepsilon_{t-i}|$ ve tam tersi olarak ε_{t-i} negatif veya kötü bir etki varken toplam etkisi ε_{t-i} 'nin $(1 - \gamma_i)|\varepsilon_{t-i}|$ olur. Kötü etkinin piyasadaki, oynaklığa büyük etkisi olacaktır ve γ_i 'nin değerinin bu durumda negatif olması beklenir.

EGARCH modelinin GARCH'a göre avantajı koşullu varyans σ_t^2 'nin, katsayılarının değerleri ne olursa olsun, pozitif olacağını garantilemesidir çünkü, modelde σ_t^2 yerine logaritması kullanılmaktadır. Ayrıca bu durumun bir sonucu olarak da ARCH ve GARCH modelindeki parametrelerin 0'dan büyük olması koşulu aranmamaktadır.²⁹

1.2.1.3. Güçlendirilmiş Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslı Model (PGARCH (power GARCH))

Ding, Granger ve Engle geliştirdikleri PGARCH modelini

$$\sigma_t^d = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i (|\varepsilon_{t-i}| + \gamma_i \varepsilon_{t-i})^d + \sum_{j=1}^q b_j \sigma_{t-j}^d \quad (27)$$

Şeklinde ifade etmişlerdir. Bu denklemde $d \rightarrow$ pozitif $\gamma_i \rightarrow$ kaldıraç etkisinin katsayısını gösterir.

Dikkatle bakıldığında eğer bu modelde $d=2$ olursa, karesel denkleme dönüşeceği için aynı zamanda kaldıraç etkili basit GARCH modelini ifade eder.³⁰

²⁹ Chris Brooks, s.406

³⁰ Eric Zivot and Jiahui Wang, s.233.

1.3. ARCH-M (ARCH – IN MEAN) Modeli

ARCH modelinden yola çıkarak Engle, Lilien ve Roberts tarafından oluşturulmuş ARCH-M modelinde varyans sabit olduğu varsayımı geçerli değildir ve her bir gözlemin standart sapması değişkenin ortalamasını belirlemektedir.

$$y_t = x_t' \beta + \delta h_t + u_t \quad (28)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \alpha_2 u_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (29)$$

$$u_t = \sqrt{h_t} v_t \quad (30)$$

v_t : sıfır ortalama ve sabit varyansa sahip

Bu model için y_t 'nin her değeri için yüksek değişkenliğe sahip u_t δ parametre katsayısı ile ifade edilmektedir.³¹

1.4. Model Seçim Kriterleri:

Bir modelin verilerinin iyi bir şekilde yorumladığını anlamak için kullanılabilecek bazı ölçütler bulunmaktadır. Model uygunluk ölçütlerinden ilk aklı gelen; oluşturulan model ile verilerin yapısının ne kadar açıklanabildiğini ifade eden R^2 katsayısıdır. Daha sonra ki önemli kriter ise kurulmuş modeldeki parametrelerin anlamlılığıdır. Parametreler anlamsız ise aslında kurulan model hiçbir açıklayıcılığa sahip değildir.

Diğer bir kriter ise; modelin üzerinde tahminleme yapılıp yapılamayacağı veya modelin, model koşullarına uygun kurulup kurulmadığına ilişkin açıklama sağlayan istatistiklerdir. Bu istatistikler sayesinde model hakkında yorumlamalar ve karşılaştırmalar yapılır. Ayrıca veri sayısının fazlalığı model için bir avantajdır. Ne kadar çok veri modellemeye katılmış olursa oluşturulan model o oranda gerçekçi

³¹ James Douglas Hamilton, "Time Series Analysis" Princeton University Press, 1994, S.667

olacak ve de kullanılan ölçütler doğruluğu o kadar çok yansıtacaktır. Bu çalışmada model kriterleri ayrı başlıklar altında açıklanmaktadır.

1.4.1. Haber Etki Kriteri:

Modeller tahminlenmesi aşamasında, en iyi sonucu veren modele karar verebilmek için Engle ve Ng haber etki kriteri geliştirmiştir.

$$\text{GARCH}(p,q) \quad \sigma^2 = a_0 / [1 - \sum_{i=1}^p a_i (1 + \gamma_i^2) - \sum_{j=1}^q b_j] \quad (31)$$

$$\text{TGARCH}(p,q) \quad \sigma^2 = a_0 / [1 - \sum_{i=1}^p (a_i + \gamma_i / 2) - \sum_{j=1}^q b_j] \quad (32)$$

$$\text{PGARCH}(p,q) \quad \sigma^2 = a_0^2 / [1 - \sum_{i=1}^p a_i \sqrt{2/\pi} - \sum_{j=1}^q b_j]^2 \quad (33)$$

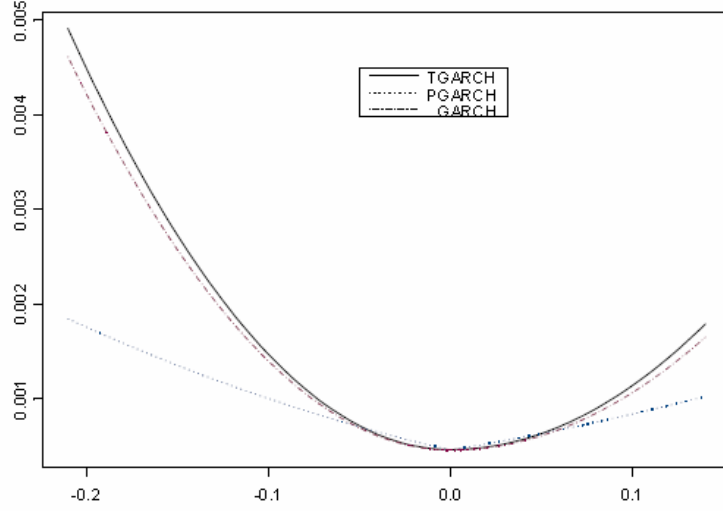
$$\text{EGARCH}(p,q) \quad \sigma^2 = \exp \left\{ (a_0 + \sum_{i=1}^p a_i \sqrt{\frac{2}{\pi}}) / (1 - \sum_{j=1}^q b_j) \right\} \quad (34)$$

Haber etki kriteri, t anındaki koşullu varyans ve t-1 anındaki hata terimi (şok terimi) arasındaki ilişkiyi t-2 anı ve öncesini sabit kabul edip ve koşullu varyansın tüm gecikmelerini koşulsuz varyans olarak değerlendirerek fonksiyonlarını oluşturur. Yani haber etki kriteri; t anındaki koşullu varyansın kendinden önceki dönemle arasındaki ilişkisini, daha önceki dönemleri sabit varsayarak açıklar.

Tablo 1: Haber Etki Kriterlerinin Modellere Göre Genel İfadesi

GARCH(1,1)	$\sigma_t^2 = A + a_1 (\varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^2$	$A = a_0 + b_1 \bar{\sigma}^2$
TGARCH(1,1)	$\sigma_t^2 = A + (a_1 + \gamma_1 S_{t-1}) \varepsilon_{t-1}^2$	$A = a_0 + b_1 \bar{\sigma}^2$
PGARCH(1,1)	$\sigma_t^2 = A + 2\sqrt{A}a_1 (\varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}) + a_1^2 (\varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1})^2$ $A = (a_0 + b_1 \bar{\sigma})^2$	
EGARCH(1,1)	$\sigma_t^2 = A \exp\{a_1 (\varepsilon_{t-1} + \gamma_1 \varepsilon_{t-1}) / \bar{\sigma}\}$	$A = \bar{\sigma}^{2b_1} \exp\{a_0\}$

Şekil 1: Haber Etki Grafiklerinin Modellere Göre Etkisi



ε_t 'nin tanım aralığı, uygun modeldeki artıklardan oluşur. Haber etki değerleri asimetriktir çünkü kaldıraç etkisi üç modelde de bulunmaktadır ve oynaklıkta negatif şok veya negatif haberler büyük tepkiler oluşturmaktadır. Oynaklıktaki şoklara TGARCH modeli en büyük tepkiyi vermiştir. PGARCH modeli $d=1$ iken büyük şoklar karşısında daha dirençlidir.³²

1.4.2. Akaike Bilgi Kriteri (AIC)

Akaike bilgi kriteri açıklayıcı değişkenlerin sayısını tesbit etmek için kullanılır.

$$AIC = \ln\left(\frac{\sum \varepsilon_i^2}{n}\right) + \frac{2k}{n} \quad (35)$$

Hata kareler toplamı modeldeki parametre sayısına bağlıdır. Modele değişken ilave edilse de hata kareler toplamında anlamlı bir düşüş olmadıkça AIC 'de düşüşe neden olmayacak bu da o değişkenin modele girmesinin anlamlı olmadığını ifade

³² Eric Zivot and Jiahui Wang, ss.218.

edecektir. Eğer hata karelerin toplamındaki düşüş parametre sayısının artışıdaki etkiden daha önemliyse AIC’de düşüş gerçekleşir.³³

1.4.3. Schwarz Kriteri (SIC)

Diğer bir model seçim kriteridir. Hesaplama,

$$SC = \frac{k \ln(n)}{n} + \ln\left(\frac{\sum e^2}{n}\right) \quad (36)$$

SC kriterindeki azalışa göre model seçimi yapılmaktadır.³⁴

³³ Şahin Akkaya, M. Vedat Pazarlıoğlu, ss.307-308.

³⁴ Şahin Akkaya, M. Vedat Pazarlıoğlu, ss.308-309.

İKİNCİ BÖLÜM

UYGULAMA

Finansal volatilitiyi, hisse denetleri ve döviz kurunu dikkate alarak incelemiş olan bir çalışmada, durağanlık varsayımının sağlaması amacı ile korelogram analizi ve durağanlık testleri gerçekleştirilmiş. Bu analizlerin sonucunda uygulamada kullanılmak üzere dolar kurunun satış fiyatının logaritması ile İMKB-100 endeksi kapanış değerlerinin logaritmasını belirlenmiştir. Model belirleme aşamasında ise serinin yapısına en uygun model olan ARMA modelleri denenmiş ve model seçimine yardımcı olması için korelogramları, determinasyon katsayısı, AIC değeri, SIC değeri, hata kareler toplamı, olabilirlik oranı ve F istatistiği dikkate alınmıştır. Dolar serisi için ARMA(2,3) ve İMKB-100 endeksi kapanış değerleri için ARMA(2,3) uygun model olduğu sonucuna varılmıştır. Her iki seri için uygun model tahmin edildikten sonra elde edilen artıklar üzerinde Brusch-Godfrey seri korelasyon testi ve değişen varyans için White testi uygulanmış. Verilerin hem otokorelasyon, hem de değişen varyans içerdiği için ARCH etkisine sahip olabileceği kanısına varılmıştır. Bu kanı ARCH-LM testi ile irdelenmiş ve serilerde ARCH etkisi olduğu sonucuna varılmıştır. Son aşamada ise uygun ARCH – GARCH modeline; koşullu varyans parametrelerinin anlamlılığı, AIC, SIC ve OLB kriterleri açısından karar verilmiş. Bu çalışmayı hazırlayan Hülya Kanalcı Akay ve Mehmet Nargeleçekenler sonuç olarak; dolar seri için ARCH(2), İMKB-100 serisi için GARCH(1,2) modeli seçilmiştir. Bu modeller kullanılarak tahminlemeler gerçekleştirilmiş buna göre her iki seri içinde oynaklığın kriz dönemlerinde artış gösterdiği görülmüştür.³⁵

İMKB-100 günlük getiri serisinin volatilitésinin analizi ile ilgili bir başka çalışmada ise, birim kök testleri ile veri seti incelendikten sonra box jenkins metodolojisi temel alınarak doğrusal olamayan modellemeye karar verilmiştir. Model seçiminde determinasyon katsayısı, AIC değeri, SIC değeri, hata kareler toplamı, olabilirlik oranı, F istatistiği, kök ortalama hata karesi, ortalama mutlak hata kare, ortalama mutlak hata kare yüzdesi ve Theil'in eşitsizlik katsayısı dikkate alınmış. Değerlendirmeler sonucunda ARMA(1,2) modelinin veri yapısına uyugun olduğuna

³⁵ Yrd. Doç. Dr. Hülya Kanalcı Akay, Mehmet Nargeleçekenler, “Finansal Piyasa Volatilitesi Ve Ekonomi”, Ankara Üniversitesi SBF Dergisi, 2006, 61(4), ss.6-36.

karar verilmiştir. ARMA(1,2) modelinden elde edilen artıklara ARCH-LM testi uygulanmış elde edilen istatistiklere göre ARCH modelden elde edilen artıklarda etkisi olduğu sonucuna ulaşılmıştır. çalışmayı hazırlayan Mustafa Sevüktekin ve Mehmet Nargeleçekenler alternatif ARCH-GARCH modellerini incelemiş ve GARCH(1,1) modelinin en uygun model olduğu sonucuna varılmıştır.³⁶

İsmet Kale ise sunduğu yüksek lisans tezinde oynaklık değerlendirme ve tahmini için GARCH modellerini araştırmış. 11 değişik GARCH modelini İMKB-100 endeksine uygulamış. Sonuç olarak GARCH modellerin, pazar çalkalanmalarını ve yapısal değişimleri tahminlemekte yetersiz kaldığını, optimum p,q değerlerinin tespiti için deneyim gerektiğini savunmaktadır. Bu nedenle gelişen teknolojiden yararlanarak oluşturabilecek bilgisayar programlarında var olan düzensizliklerin sürekli takip edilerek olası gelişmeler hakkında fikir verebileceğini öne sürmekte. Bu nedenle gelecekteki tahmin ile ilgili araştırmaları modern doğrusal olmayan algoritmalar üzerine yönlendirmenin yararlı olacağını ifade etmektedir.³⁷

2. TEMEL BORSA KAVRAMLAR

2.1. İstanbul Menkul Kıymetler Borsası

Menkul kıymetlerin ve diğer sermaye araçlarının güven ve istikrar içinde, serbest rekabet şartları altında kolayca alınıp satılabilmesini sağlamak üzere, SPK'nın teklifi ve maliye bakanlığı'nın izniyle kurulan, özel kanunlar ve yazılı esaslar çerçevesinde teşkilatlanan, SPK'nın denetimi ve gözetimi altında çalışan, oluşan fiyatları tespit ve ilana yetkili, kamu tüzel kişiliğine sahip, kamu kurumlarıdır. (SP Kanunu Madde 40, KHK/91 Madde 3, Çerçeve Yönetmeliği Madde 4).³⁸

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, menkul kıymetlerin güven ve istikrar içinde işlem görmesini sağlamak amacıyla 26 Aralık 1985'te kurulmuş, 3 Ocak 1986 tarihinde faaliyete geçmiştir. İMKB, kurulduğu günden bu yana Türk sermaye

³⁶ Prof. Dr. Mustafa Sevüktekin, Mehmet Nargeleçekenler, "İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getiri Volatilitésinin Modellenmesi Ve Öneriler", 2006, 61(4), ss.244-265

³⁷ İsmet Kale, "Volatilite Değerleme Ve Tahmini İçin GARCH Modellerinin Kullanımı", Marmara Üniversitesi Bankacılık Ve Sigortacılık Enstitüsü Bankacılık Anabilim Dalı, yüksek lisans tezi, 2006.

³⁸ Doç.Dr.Aydın Karapınar, Dr.Rıdvan Bayırlı, Arş.Gör.Hasan Bal, Arş.Gör.Adem Altay, Arş.Gör.Emine Çına Bal, "Temel Düzey SPK Lisanslama Sınavlarına Hazırlık Kitabı", Gazi kitabevi, 2007, ss. 49

piyasalarının ve Türkiye ekonomisinin gelişimine katkıda bulunmaktadır.³⁹ İMKB, menkul kıymetler borsaları hakkında 91 sayılı KHK uyarınca kurulmuş, yetkilerini kendi sorumluluğu altında bağımsız olarak kullanan ve Sermaye Piyasası Kurulu'nun gözetim ve denetimi altında olan tüzel kişiliği haiz bir kamu kuruluşudur. Resmi çalışma günlerinde 1. Seans; 09:30-12:00, 2. Seans; 14:00-17:00 saatleri arasında faaliyet göstermektedir.

Görevleri arasında:

- Menkul kıymetlerin borsa kotuna alınması,
- Para, kambiyo, kıymetli maden ve vadeli işlemlerle ilgili piyasalar açmak,
- Menkul kıymet pazarı oluşturmak,
- Pazarların çalışma gün ve saatlerini belirlemek ve borsa bülteninde ilan etmek,
- Oluşan fiyatları ve bu fiyatlardan yapılan toplam işlem miktarlarını seanslar sonunda ilan etmek,
- Borsada yapılan alım satımların güven altında serbest piyasa koşullarında yapılmasını sağlamak,
- Olağan üstü hallerde gerekli tedbirleri almak, bulunmaktadır.⁴⁰

2.2. Menkul Kıymetler

Menkul kıymetler, ortaklık veya alacaklılık sağlayan, belli bir meblağ temsil eden, yatırım aracı olarak kullanılan, dönemsel gelir getiren, misli nitelikte, seri halde çıkarılan, ibareleri aynı olan, şartları kurulca belirlenen kıymetli evraktır.

Menkul kıymetlere örnek olarak; hisse senetleri, hisse senedi türevleri, geçici ilmühaberler, yeni pay alma kuponları, tahviller, tahvil türevleri, tahvil faiz kuponları, hazine bonoları, katılma intifa senetleri, kar/zarar ortaklığı belgeleri, banka bonoları,

³⁹ İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Hakkımızda", 01.08.2009,

<http://www.imkb.gov.tr/AboutUs/AboutUsMain.aspx>

⁴⁰ Doç.Dr.Aydın Karapınar, Dr.Rıdvan Bayırlı, Arş.Gör.Hasan Bal, Arş.Gör.Adem Altay, Arş.Gör.Emine Çına Bal, ss.49-50

banka garantili bono, finansman bonoları, varlığa dayalı menkul kıymetler, gelir ortaklığı senetleri, gayrimenkul sertifikaları vb. verilebilmektedir.⁴¹

2.3. Hisse Senetleri

Esham, aksiyon, pay senedi (pay, esas sermayenin belli sayıda eşit itibari değere bölünmüş parçalarını ifade etmektedir) olarak da adlandırılan hisse senetleri; anonim ortaklıkların ihraç ettikleri, anonim ortaklık sermaye payını temsil eden kıymetli evrak niteliğinde senettir.

Hisse senetlerinin sağladığı haklar,

- Kar payı hakkı,
- Yeni pay alma hakkı (rüçhan hakkı),
- Tasfiye bakiyesine katılma hakkı,
- Şirket yönetimine katılma hakkı,
- Oy hakkı,
- Bilgi alma hakkı.⁴²

2.4. Hisse Senedi Endeksleri

Hisse senedi endekleri, endeks kapsamındaki hisse senetlerinin piyasa fiyatları baz alınarak hesaplanır ve piyasa hakkında genel bilgi verir. Hisse senetlerinin fiyat ve getirilerinin bütünsel ve sektörel bazda performanslarının ölçülmesi amacıyla oluşturulur. Fiyat endeksleri ve getiri endeksleri olarak iki tür hisse senedi endeksi vardır. Fiyat endekslerinde sadece hisse senedinin değer kazanmasından doğan kazanç endekse yansır. Firmanın ödediği temettüler fiyat endeksinin hesaplanmasında dikkate alınmaz. Getiri endeksinin hesaplanmasında ise temettüler dikkate alınır. Hisse senedi hesaplama yöntemleri ise üç şekilde olabilir;

⁴¹ Doç.Dr.Aydın Karapınar, Dr.Rıdvan Bayırlı, Arş.Gör.Hasan Bal, Arş.Gör.Adem Altay, Arş.Gör.Emine Çına Bal, ss.271

⁴² Doç.Dr.Aydın Karapınar, Dr.Rıdvan Bayırlı, Arş.Gör.Hasan Bal, Arş.Gör.Adem Altay, Arş.Gör.Emine Çına Bal, ss.272

- Geometrik ortalama yöntemi
- Aritmetik ortalama yöntemi
- Piyasa değeri yöntemi.⁴³

2.4.1. İMKB Hisse Senedi Endeksleri

İMKB fiyat endeksleri seans süresince yayınlanırken, getiri endeksleri sadece seans sonunda yayınlanmaktadır.

- İMKB ulusal – 100 endeksi: 1986 yılında 40 hisse senedi ile başlayarak zamanla 100 hisse senediyle sınırlanan endekstir. Bu endeks, ulusal pazarda işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç belirli şartlara göre seçilmiş 100 hisse senedinden oluşmaktadır.
- İMKB ulusal – 50 endeksi: Bu endeks, ulusal pazarda işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç belirli şartlara göre seçilmiş 50 hisse senedinden oluşmaktadır.
- İMKB ulusal – 30 endeksi: Bu endeks vadeli işlemler piyasasında kullanılmak üzere, ulusal pazarda işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç belirli şartlara göre seçilmiş 30 hisse senedinden oluşmaktadır.
- İMKB ulusal – tüm endeksi: Bu endeks ulusal pazarda işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç tüm hisse senetlerinden oluşmaktadır.
- İMKB bölgesel, YŞP endeksi: ikinci ulusal Pazar ve yeni ekonomi pazarı'nda işlem gören hisse senetlerinden oluşmaktadır.
- İMKB menkul kıymet yatırım ortaklıkları endeksi: ulusal pazarda işlem gören menkul kıymet yatırım ortaklıklarının hisse senetlerinden oluşur.
- Sektör ve alt sektör endeksleri: menkul kıymet yatırım ortaklıkları hariç ulusal pazarda işlem gören hisse senetlerinden oluşur.⁴⁴

⁴³ Doç.Dr.Aydın Karapınar, Dr.Rıdvan Bayırlı, Arş.Gör.Hasan Bal, Arş.Gör.Adem Altay, Arş.Gör.Emine Çına Bal, s.710

2.5. Veri Setinin İncelenmesi

Bu çalışmada İMKB-100 getiri endeksini kullanarak varolan oynaklığın tespiti ve varolduğu durumlarda en iyi tahminlemeyi sağlayacak modelin tespit edilmesi amaçlanmıştır.

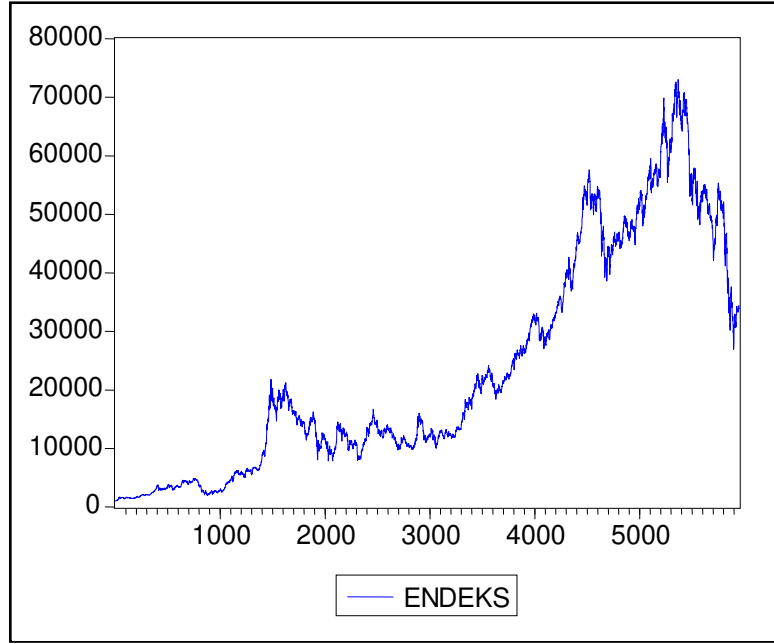
Bunun için İMKB-100 getiri endeksinin 02.01.1997-31.12.2008 tarihleri arasındaki borsanın işlem gördüğü 5947 gün için kayıt edilmiş değerler kullanılmıştır. Veri seti model ve tahminleme için bölümlendirilmiştir, 02.01.1997-28.11.2008 aralığı örneklem için kullanılmış, 01.12.2008-31.12.2008 aralığı ise tahminlerin doğruluğu için kontrol seti olarak kullanılmıştır. Veriler İstanbul Menkul Kıymetler Borsası'ndan elde edilmiştir.

2.5.1. Veri setinin istatistikleri:

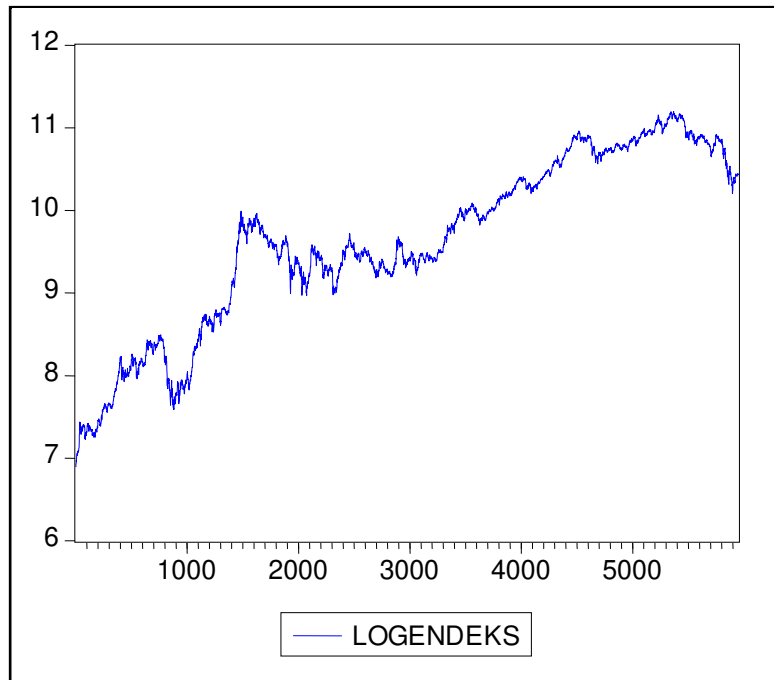
Şekil 2'de gösterilen grafikte verilerin grafiğine bakıldığında artan trende sahip olduğu görülmektedir, durağan olmadığı gözlemlendiği için veri setinin logaritmasının alınarak (şekil 3) tekrar incelenmiş fakat veri grafiğinde trendin varlığı görülmüştür. Bu durağanlık için sorun teşkil etmektedir.

⁴⁴ Doç.Dr.Aydın Karapınar, Dr.Rıdvan Bayırlı, Arş.Gör.Hasan Bal, Arş.Gör.Adem Altay, Arş.Gör.Emine Çına Bal, s.711-712.

Şekil 2: Veri setinin çizgi grafiği



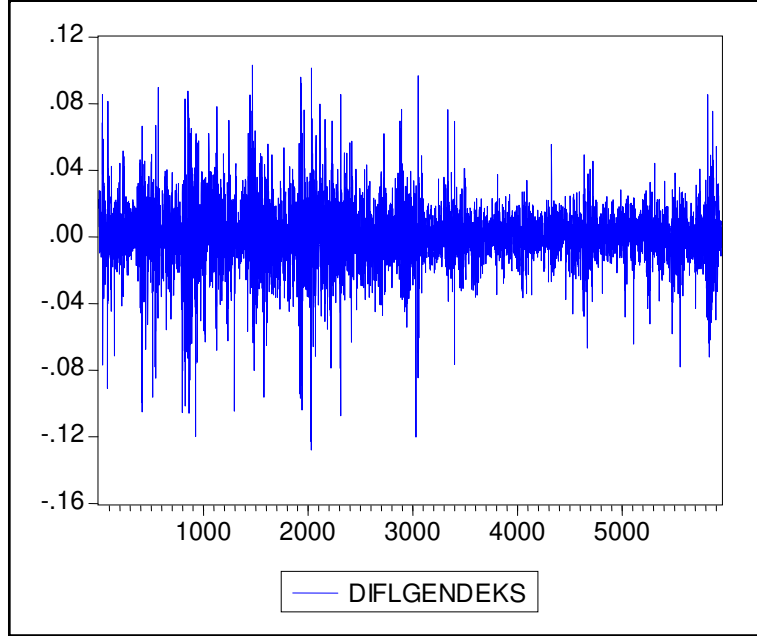
Şekil 3: Logaritması alınmış veri setinin grafiği



Şekil 4’de gösterilen grafikte, verilerin logaritmalarının farkları alınarak veri seti tekrar düzenlenmiştir. Bu durumda veri seti analize uygun en iyi forma getirilmiştir. Bu dönüşüm sayesinde veriler üzerindeki dönemsel kırılmaların

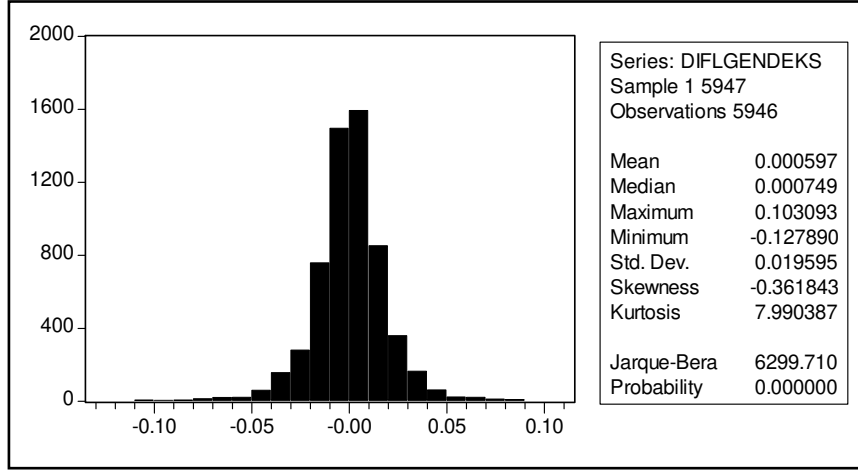
kaldırılması ve yukarı yönlü trendin yok edilmesi sağlanmıştır. Ayrıca oynaklık kümelenmeleri daha belirgin bir şekilde fark edilmektedir.

Şekil 4: Logaritmasının farkları alınmış veri setinin grafiği



Veri setinin istatistiklerine bakıldığında ise; veri seti 0 ortalama etrafında dalgalanmalar göstermektedir ve pozitif değer almaktadır ki, getiri endeksinin ortalama değerinin pozitif olması beklenen bir durumdur. Basıklık ölçüsü ise serinin dik bir seri olduğu bilgisini vermektedir. Jarque-Bera test istatistiğine göreyse normal dağılım göstermediği açıkça görülmektedir.

Şekil 5 : Logaritmasının Farkları Alınmış Veri Seti Histogramı



2.5.2. Veri Setinin Durağanlığı:

Veri setinin durağan olması yapılacak analizlerin doğruluğunu etkilemektedir. Bu nedenle veri setinin durağanlığının incelenmesi gerekmektedir. Öncelikle verilerin otokorelasyon içerip içermediğini korelogramına bakarak doğrulamak gerekmektedir. E-views paket programında oluşturulan korelogram Tablo 2’de verilmiştir.

Tablo 2: Logaritmasının farkları alınmış veri setinin korelogramı

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	*	1	0.095	0.095	53.396	0.000
*	*	2	0.010	0.001	53.969	0.000
*	*	3	-0.016	-0.017	55.542	0.000
*	*	4	0.031	0.034	61.203	0.000
*	*	5	-0.025	-0.031	64.858	0.000
*	*	6	-0.012	-0.007	65.663	0.000
*	*	7	0.013	0.017	66.720	0.000
*	*	8	0.037	0.032	74.828	0.000
*	*	9	-0.013	-0.019	75.889	0.000
*	*	10	-0.023	-0.020	78.992	0.000
*	*	11	-0.047	-0.043	92.007	0.000
*	*	12	-0.019	-0.013	94.180	0.000
*	*	13	0.019	0.026	96.335	0.000
*	*	14	0.000	-0.004	96.336	0.000
*	*	15	-0.010	-0.010	96.936	0.000
*	*	16	0.032	0.033	103.14	0.000
*	*	17	0.028	0.021	107.92	0.000
*	*	18	0.014	0.012	109.08	0.000
*	*	19	0.020	0.023	111.49	0.000
*	*	20	0.031	0.024	117.38	0.000
*	*	21	0.004	-0.005	117.46	0.000
*	*	22	-0.007	-0.007	117.76	0.000
*	*	23	-0.014	-0.013	118.97	0.000
*	*	24	0.026	0.026	122.86	0.000
*	*	25	0.017	0.013	124.52	0.000
*	*	26	-0.006	-0.010	124.75	0.000
*	*	27	0.007	0.011	125.02	0.000
*	*	28	0.015	0.015	126.38	0.000
*	*	29	-0.004	-0.005	126.50	0.000
*	**	30	0.064	0.071	150.61	0.000
*	*	31	-0.004	-0.013	150.70	0.000
*	*	32	0.030	0.027	156.11	0.000
*	*	33	-0.004	-0.009	156.19	0.000
*	*	34	-0.005	-0.009	156.32	0.000
*	*	35	-0.001	0.006	156.33	0.000
*	*	36	0.001	-0.001	156.33	0.000

Elde edilen sonuçlara göre serinin ACF(otokorelasyon) ve PACF(kısmi otokorelasyon) katsayılarından bazılarının aralığının dışında olması nedeniyle serinin durağan olduğu söylenilebilir yine de bu durumu bir test ile desteklemekte fayda vardır. Logaritmasının farkları alınmış getiri endeksinin verilerinin durağan olup olmadığını gözlemlemek için Augmented Dickey – Fuller birim kök testi (ADF)

yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara Tablo 3’de verilmektedir. Elde edilen sonuçlara göre getiri endeksinin durağan olmadığı %1 anlamlılık düzeyinde red edilmektedir.

Tablo 3: Logaritmasının Farkları Alınmış Veri Seti Birim Kök Testi

Null Hypothesis: DIFLGENDEKS has a unit root				
			t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic			-70.10018	0.0001
Test critical values:	1% level		-3.431270	
	5% level		-2.861831	
	10% level		-2.566967	
*MacKinnon (1996) one-sided p-values.				
Augmented Dickey-Fuller Test Equation				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
DIFLGENDEKS(-1)	-0.905231	0.012913	-70.10018	0.0000
C	0.000540	0.000253	2.131542	0.0331
R-squared	0.452613	Mean dependent var		3.10E-07
Adjusted R-squared	0.452521	S.D. dependent var		0.026368
S.E. of regression	0.019510	Akaike info criterion		-5.035404
Sum squared resid	2.262232	Schwarz criterion		-5.033153
Log likelihood	14969.74	F-statistic		4914.035
Durbin-Watson stat	2.000040	Prob(F-statistic)		0.000000

Logaritmalarının farkları alınmış veri seti incelendiğinde model kurmaya elverişli olduğu görülmektedir.

Uygun ortalama denklemini belirleyebilmek için bu aşamada ARMA modellerinden yararlanılmaktadır. Bu aşamada ortalama sabit ve trend içermediğinden AR(p) süreciyle ilgilenilmektedir. MA(q) süreçleri, seride varolan trendin etkisini kaldırmak istenildiğinde başvurulacak bir yöntemdir.

AR(p) süreci için AR(1), AR(2), AR(3) modelleri kurulmuş Tablo 4, 5 ve 6’da sırası ile verilmiştir. Modeller, parametrelerin anlamlılığı, F istatistiği (model anlamlılığı), R^2 değerinin yüksek olması, AIC(akaike bilgi kriteri) düşük olması, SIC(schwarz bilgi kriterinin) düşük olması açısından incelenmiştir. Modele değişken eklendikçe AIC ve SIC kriterlerinin düşüş göstermesi ve eklenen değişkenlerin

parametrelerinin anlamsız olması açısından, AR(2) ve AR(3) modellerinin istenilen koşulları sağlamadığı görülmüştür. Bu nedenle ilgilenilen kriterler doğrultusunda AR(1) modeli için tüm parametreler anlamlı ve diğer kriterler açısından en iyi değerlere sahip olduğuna karar verilmiştir.

Tablo 4: AR(1) modeli

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000596	0.000280	2.132529	0.0330
AR(1)	0.094769	0.012913	7.338810	0.0000
R-squared	0.008981	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	0.008814	S.D. dependent var		0.019597
S.E. of regression	0.019510	Akaike info criterion		-5.035404
Sum squared resid	2.262232	Schwarz criterion		-5.033153
Log likelihood	14969.74	F-statistic		53.85814
Durbin-Watson stat	2.000040	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.09			

Tablo 5: AR(2) modeli

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000592	0.000280	2.116251	0.0344
AR(1)	0.094638	0.012973	7.295173	0.0000
AR(2)	0.000847	0.012973	0.065288	0.9479
R-squared	0.008974	Mean dependent var		0.000592
Adjusted R-squared	0.008640	S.D. dependent var		0.019597
S.E. of regression	0.019512	Akaike info criterion		-5.035104
Sum squared resid	2.261769	Schwarz criterion		-5.031727
Log likelihood	14967.33	F-statistic		26.89848
Durbin-Watson stat	2.000133	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.10	-.01		

Tablo 6: AR(3) modeli

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000590	0.000275	2.144184	0.0321
AR(1)	0.094517	0.012974	7.285333	0.0000
AR(2)	0.002481	0.013030	0.190380	0.8490
AR(3)	-0.017476	0.012973	-1.347114	0.1780
R-squared	0.009250	Mean dependent var		0.000590
Adjusted R-squared	0.008749	S.D. dependent var		0.019597
S.E. of regression	0.019511	Akaike info criterion		-5.034995
Sum squared resid	2.260873	Schwarz criterion		-5.030492
Log likelihood	14965.49	F-statistic		18.48224
Durbin-Watson stat	1.998816	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.16+.22i	.16-.22i	-.23	

2.5.3. ARCH-LM Testi:

Bir sonraki aşamada AR(1) sürecinden elde edilen artıklar üzerinde ARCH modeli kurulacaktır. Fakat öncesinde AR(1) modelinden elde edilen artıkların sınanması ve veri setinin ARCH model görünümüne sahip olup olmadığı sınanmalıdır. Bu durumda öncelikle AR(1) sürecinden elde edilen artıkların ve artıkların karelerinin korelogramlarına bakılır. E-views paket programında elde edilen artıkların korelogramı Tablo 7’de artıkların karelerinin korelogramı Tablo 8’de verilmiştir.

Tablo 7: AR (1) sürecinin artıklarının korelogramı

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1	-0.000	-0.000	0.0001	0.990
*	*	2	0.002	0.002	0.0359	0.982
*	*	3	-0.020	-0.020	2.5357	0.469
*	*	4	0.035	0.035	9.9732	0.041
*	*	5	-0.027	-0.027	14.343	0.014
*	*	6	-0.011	-0.011	15.038	0.020
*	*	7	0.011	0.013	15.772	0.027
*	*	8	0.038	0.035	24.156	0.002
*	*	9	-0.015	-0.014	25.483	0.002
*	*	10	-0.017	-0.017	27.305	0.002
*	*	11	-0.044	-0.044	38.634	0.000
*	*	12	-0.017	-0.019	40.310	0.000
*	*	13	0.021	0.024	42.981	0.000
*	*	14	-0.000	-0.001	42.982	0.000
*	*	15	-0.013	-0.013	44.051	0.000
*	*	16	0.031	0.030	49.816	0.000
*	*	17	0.024	0.023	53.362	0.000
*	*	18	0.010	0.012	53.905	0.000
*	*	19	0.016	0.022	55.460	0.000
*	*	20	0.030	0.027	60.727	0.000
*	*	21	0.001	-0.002	60.740	0.000
*	*	22	-0.006	-0.006	60.965	0.000
*	*	23	-0.016	-0.016	62.558	0.000
*	*	24	0.026	0.024	66.524	0.000
*	*	25	0.015	0.016	67.895	0.000
*	*	26	-0.009	-0.010	68.328	0.000
*	*	27	0.006	0.009	68.547	0.000
*	*	28	0.015	0.016	69.914	0.000

Tablo 8: AR(1) artıkların karelerinin korelogramı

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
**	**	1	0.179	0.179	189.85	0.000
***	***	2	0.262	0.237	597.61	0.000
**	**	3	0.151	0.080	732.87	0.000
***	**	4	0.203	0.123	977.46	0.000
**	**	5	0.194	0.115	1200.8	0.000
**	*	6	0.154	0.047	1342.6	0.000
**	*	7	0.110	-0.000	1414.8	0.000
**	*	8	0.118	0.026	1498.1	0.000
**	*	9	0.087	-0.002	1543.0	0.000
**	**	10	0.146	0.069	1669.6	0.000
**	*	11	0.093	0.017	1720.7	0.000
**	*	12	0.111	0.029	1794.2	0.000
**	*	13	0.070	-0.002	1823.5	0.000
**	*	14	0.078	0.002	1860.2	0.000
**	*	15	0.098	0.035	1917.6	0.000
**	*	16	0.091	0.023	1966.8	0.000
**	*	17	0.101	0.035	2027.1	0.000
**	*	18	0.075	0.007	2060.6	0.000
**	*	19	0.071	0.003	2090.4	0.000
**	**	20	0.137	0.079	2202.7	0.000
*	*	21	0.061	-0.017	2224.7	0.000
**	*	22	0.122	0.043	2313.5	0.000
**	*	23	0.071	0.008	2343.4	0.000
**	*	24	0.096	0.017	2398.8	0.000
*	*	25	0.062	-0.014	2422.0	0.000
**	*	26	0.094	0.024	2474.3	0.000
**	*	27	0.083	0.018	2515.7	0.000
**	*	28	0.067	-0.007	2542.5	0.000

Artıkların korelogramına bakıldığında serinin değerleri arasında bir ilişkiye rastlanmazken, artıkların karelerinin arasında korelasyon görülmesi verilerin üzerinde bir ARCH görünümü olduğu bilgisini vermektedir. Fakat daha kesin bir sonuç için ARCH-LM testi uygulayarak artıklarda sabit varyans varsayımının geçerli olup

olmadığı kontrol edilmelidir. Elde edilen ARCH-LM testi sonucu Tablo 9’da verilmiştir.

Tablo 9: ARCH-LM testi

ARCH Test:			
F-statistic	195.9490	Probability	0.000000
Obs*R-squared	189.7573	Probability	0.000000

ARCH-LM testi için hipotez: H_0 : ARCH etkisi yoktur şeklinde olmalıdır. ARCH-LM testi sonucuna bakıldığında veri setinde ARCH yapısı olduğu görülmekte, H_0 red edilmektedir.

2.6. Model Tahminlenmesi

2.6.1. ARCH Model Tahminlemesi

Model oluşturmak için tüm koşullar sağlandıktan sonraki aşama uygun ARCH-GARCH yapısının belirlenmesi olacaktır. Burada dikkat edilmesi gereken nokta varyans denkleminde yer alacak parametrelerin negatif olmaması olacaktır. Ayrıca durağanlıktan bahsedebilmek için parametre toplamının 1’den küçük olması beklenir. Yapılan ön analizler sonucunda oluşturulan model AR(1)-ARCH(1) olacaktır.

Tablo 10: AR(1)-ARCH(1) modeli sonuçları

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000413	0.000218	1.890195	0.0587
AR(1)	0.049112	0.009202	5.337221	0.0000
Variance Equation				
C	0.000267	3.71E-06	72.11173	0.0000
RESID(-1)^2	0.350158	0.017336	20.19792	0.0000
R-squared	0.006823	Mean dependent var		0.000587
Adjusted R-squared	0.006319	S.D. dependent var		0.019633
S.E. of regression	0.019571	Akaike info criterion		-5.112436
Sum squared resid	2.261405	Schwarz criterion		-5.107910
Log likelihood	15106.13	F-statistic		13.52085
Durbin-Watson stat	1.907816	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.05			

Tablo 10’da tahmin edilen AR(1)-ARCH(1) modeli:

$$h_t = 0,000267 + 0,350158e_{t-1}^2 \text{ şeklinde ifade edilir.}$$

Model incelendiğinde görülmektedir ki, parametrelerin katsayıları hem ortalama hem de varyans denklemi için %5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca ARCH parametrelerinin toplamı (0,350425) 1’i aşmadığı için oluşturulan bu modelin anlamlı olduğunu söylenilebilir.

ARCH gecikme sayısı artırıldığında model anlamlılığı düştüğü için bu tezde daha yüksek gecikmede modellere yer verilmemiştir.

2.6.2. GARCH Model Tahminlemesi:

Veriler çözümlemeye müsait olduğu ve de artık yapısından yararlanılacak modelin AR(1) olduğuna karar verildikten sonra kurulabilecek bir diğer model ise; AR(1)-GARCH(1,1) modelidir. Model için elde edilen sonuçlar Tablo 11’de verilmiştir.

Tablo 11: AR(1)-GARCH(1,1) modeli sonuçları

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000719	0.000214	3.362678	0.0008
AR(1)	0.097693	0.013829	7.064418	0.0000
Variance Equation				
C	3.03E-06	4.01E-07	7.554006	0.0000
RESID(-1)^2	0.081098	0.003467	23.38978	0.0000
GARCH(-1)	0.914916	0.003114	293.8518	0.0000
R-squared	0.008933	Mean dependent var		0.000587
Adjusted R-squared	0.008262	S.D. dependent var		0.019633
S.E. of regression	0.019552	Akaike info criterion		-5.328668
Sum squared resid	2.256601	Schwarz criterion		-5.323011
Log likelihood	15745.88	F-statistic		13.30207
Durbin-Watson stat	2.005247	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.10			

Elde edilen sonuçlar incelendiğinde tahmin edilen AR(1)-GARCH(1,1) modeli;

$$h_t = 0,000303 + 0,081098\varepsilon_{t-1}^2 + 0,914916h_{t-1}$$

şeklinde ifade edilir. Model incelendiğinde görülmektedir ki, parametrelerin katsayıları hem ortalama hem de varyans denklemi için %5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlıdır. Ayrıca GARCH parametrelerinin toplamı (0,081098+0,914916) 1'i aşmadığı için oluşturulan bu modelin anlamlı olduğunu söylenir.

Daha yüksek modeller için tahminleme yapıldığın da parametreler anlamsızlaştığı için bu tezde daha yüksek gecikmedeki modellere yer verilmemiştir.

2.6.3. TGARCH Model Tahminlemesi:

GARCH modeli hata varyansındaki asimetriyi açıklamada yetersiz kaldığı için TGARCH modeliyle veri setini açıklamaya çalışmak bu tezin uygulama içeriğine ekleme gereğinde bulunulmuştur. Elde edilen sonuçlar Tablo 12'de verilmektedir.

Tablo 12: AR(1)-TGARCH(1,1) modeli sonuçları

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000532	0.000219	2.427208	0.0152
AR(1)	0.101421	0.013885	7.304601	0.0000
Variance Equation				
C	3.39E-06	4.24E-07	7.992652	0.0000
RESID(-1)^2	0.064294	0.004357	14.75701	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.038432	0.006021	6.382911	0.0000
GARCH(-1)	0.911230	0.003245	280.8032	0.0000
R-squared	0.008929	Mean dependent var		0.000587
Adjusted R-squared	0.008089	S.D. dependent var		0.019633
S.E. of regression	0.019554	Akaike info criterion		-5.331927
Sum squared resid	2.256612	Schwarz criterion		-5.325139
Log likelihood	15756.51	F-statistic		10.63456
Durbin-Watson stat	2.012758	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.10			

Sonuçları incelediğimizde tahmin edilen AR(1)-TGARCH(1,1) modeli;

$$h_t = 0,000339 + 0,064294\varepsilon_{t-1}^2 + 0,038432d_{t-1} + 0,911230h_{t-1}$$

şeklinde ifade edilir. Model incelendiğinde görülmektedir ki, parametreler ortalama denklemi, varyans denklemi ve de kaldıraç etkisini ifade eden γ parametreleri için %5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelde bulunan kaldıraç etkisini değerinin pozitif olması olumsuz beklentilerin daha fazla oynaklığa neden olduğunu ifade etmektedir.

Modelden elde edilen artıklar üzerinde ARCH-LM testi uygulandığında çıkan sonuç Tablo 13’de verilmiştir. Buna göre test istatistiği kritik değerden düşük çıktığı için sıfır hipotezi red edilememiş ve modelde ortaya çıkan değişen varyans TGARCH modeli ile modellenmiş olmaktadır.

Tablo 13: ARCH-LM testi

ARCH Test:			
F-statistic	1.692158	Probability	0.193368
Obs*R-squared	1.692246	Probability	0.193305

Ayrıca TGARCH modelinden elde edilen artıkların korelogramı Tablo 14’de verilmiştir. Korelograma bakılacak olursa; otokorelasyonun varlığı görülecektir. Bu durumda standartlaştırılmış artıkların saf hata terimi (beyaz gürültü) özelliğine sahip olmadığı görülmektedir.

Tablo 14: AR(1)-TGARCH(1,1) modeli artıklarının korelogramı

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*****	*****	1	-0.504	-0.504	1511.7	0.000
*	*****	2	0.015	-0.320	1513.1	0.000
*	****	3	-0.039	-0.284	1522.2	0.000
*	**	4	0.059	-0.172	1542.9	0.000
*	**	5	-0.039	-0.160	1552.2	0.000
*	**	6	-0.003	-0.159	1552.2	0.000
*	**	7	-0.003	-0.158	1552.3	0.000
*	**	8	0.040	-0.093	1561.6	0.000
*	**	9	-0.025	-0.082	1565.4	0.000
*	*	10	0.012	-0.052	1566.3	0.000
*	**	11	-0.026	-0.073	1570.4	0.000
*	**	12	-0.005	-0.108	1570.6	0.000
*	**	13	0.030	-0.075	1575.8	0.000
*	**	14	-0.004	-0.058	1575.9	0.000
*	**	15	-0.029	-0.095	1580.8	0.000
*	**	16	0.026	-0.081	1584.7	0.000
*	**	17	0.004	-0.065	1584.8	0.000
*	**	18	-0.011	-0.071	1585.5	0.000
*	**	19	-0.003	-0.072	1585.6	0.000
*	*	20	0.021	-0.039	1588.1	0.000
*	*	21	-0.010	-0.034	1588.7	0.000
*	*	22	0.001	-0.023	1588.8	0.000
*	**	23	-0.026	-0.061	1592.9	0.000
*	*	24	0.027	-0.052	1597.1	0.000
*	*	25	0.007	-0.024	1597.4	0.000
*	*	26	-0.019	-0.041	1599.6	0.000
*	*	27	0.003	-0.046	1599.6	0.000
*	*	28	0.018	-0.018	1601.6	0.000

2.6.4. EGARCH Model Tahminlemesi:

Diğer bir alternatif model olan EGARCH modelinin kurulmuş elde edilen sonuçlar Tablo 15’de verilmiştir. Bu model asimetriyi incelemek için kurulmuştur. Eğer ki γ katsayısı negatif olduğu görülürse negatif oynaklığın koşullu varyans üzerinde daha etkin olduğu sonucuna varılır.

Tablo 15: AR(1) – EGARCH(1,1) modeli sonuçları

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
C	0.000555	0.000206	2.696019	0.0070
AR(1)	0.100778	0.013217	7.624730	0.0000
Variance Equation				
C(3)	-0.269134	0.015532	-17.32768	0.0000
C(4)	0.189956	0.006736	28.20197	0.0000
C(5)	-0.035838	0.004136	-8.664181	0.0000
C(6)	0.984422	0.001729	569.3650	0.0000
R-squared	0.008941	Mean dependent var		0.000587
Adjusted R-squared	0.008101	S.D. dependent var		0.019633
S.E. of regression	0.019554	Akaike info criterion		-5.332650
Sum squared resid	2.256584	Schwarz criterion		-5.325862
Log likelihood	15758.65	F-statistic		10.64922
Durbin-Watson stat	2.011482	Prob(F-statistic)		0.000000
Inverted AR Roots	.10			

Elde edilen sonuçları incelersek tahmin edilen AR(1) – EGARCH(1,1) modeli;

$$\log(h_t) = -0,269134 + 0,984422\log(h_{t-1}) + 0,189956\left|\varepsilon_{t-1}/\sqrt{h_{t-1}}\right| - 0,035838\left(\frac{\varepsilon_{t-1}}{\sqrt{h_{t-1}}}\right)$$

şeklinde ifade edilir. Model incelendiğinde görülmektedir ki, parametreler %5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlıdır. Modelde bulunan γ

katsayısının değerinin negatif ve anlamlı olması olumsuz beklentilerin daha fazla oynaklığa neden olduğunu ifade etmektedir. Ayrıca koşullu ortalama denkleminde %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Koşullu varyans denkleminde elde edilen artıklara uygulanan ARCH-LM testi sonuçları Tablo 16’da verilmiştir. Elde edilen sonuçlara göre oluşturulan EGARCH(1,1) modeli anlamlıdır. Yani EGARCH(1,1) modeli hesaplanan artıklarda tahmin edilen değişen varyansın etkisini modelleyebilmiştir.

Tablo 16: ARCH- LM Testi

ARCH Test:			
F-statistic	4.356526	Probability	0.036910
Obs*R-squared	4.354789	Probability	0.036905

EGARCH(1,1) modelinden elde edilen artıkların saf hata terimi olup olmadığını görebilmek için korelogramı incelenmiş artıklar arasında korelasyon olduğu sonucuna varılmıştır. Bu durumda artıklar saf hata terimi olmaktadır.

Tablo 17: AR(1) – EGARCH(1,1) modeli korelogramı

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
*	*	1	-0.006	-0.006	0.2026	0.653
*	*	2	0.002	0.002	0.2258	0.893
*	*	3	-0.021	-0.021	2.7706	0.428
*	*	4	0.036	0.035	10.302	0.036
*	*	5	-0.027	-0.027	14.722	0.012
*	*	6	-0.011	-0.012	15.418	0.017
*	*	7	0.011	0.012	16.125	0.024
*	*	8	0.038	0.036	24.564	0.002
*	*	9	-0.015	-0.013	25.922	0.002
*	*	10	-0.017	-0.017	27.693	0.002
*	*	11	-0.044	-0.044	39.026	0.000
*	*	12	-0.017	-0.020	40.687	0.000
*	*	13	0.021	0.024	43.344	0.000
*	*	14	-0.001	-0.001	43.346	0.000
*	*	15	-0.014	-0.014	44.455	0.000
*	*	16	0.031	0.030	50.253	0.000
*	*	17	0.024	0.023	53.782	0.000
*	*	18	0.009	0.012	54.297	0.000
*	*	19	0.016	0.022	55.804	0.000
*	*	20	0.030	0.027	61.085	0.000
*	*	21	0.001	-0.002	61.097	0.000
*	*	22	-0.006	-0.006	61.318	0.000
*	*	23	-0.016	-0.016	62.927	0.000
*	*	24	0.026	0.023	66.924	0.000
*	*	25	0.015	0.017	68.277	0.000
*	*	26	-0.009	-0.010	68.732	0.000
*	*	27	0.006	0.009	68.949	0.000
*	*	28	0.015	0.016	70.321	0.000

Bu model için daha yüksek gecikmelerde modelin anlamlılığı düşmeler görüldüğü için diğer gecikmelerdeki EGARCH modellerine yer verilmemiştir.

2.6.5. ARCH-M Model Tahminlemesi

Veri setine ilişkin belirsizliğin ortalama değişkeninde belirleyici olabileceği düşünülerek ARCH-M modeli oluşturulmuştur.

Tablo 18: AR(1)-ARCH-M(1) modeli

Dependent Variable: DIFLGENDEKS				
	Coefficient	Std. Error	z-Statistic	Prob.
GARCH	11.41205	0.673980	16.93233	0.0000
C	-0.003229	0.000317	-10.17613	0.0000
AR(1)	0.117214	0.012229	9.584626	0.0000
Variance Equation				
C	0.000259	3.73E-06	69.51725	0.0000
RESID(-1)^2	0.354231	0.021000	16.86847	0.0000
RESID(-1)^2*(RESID(-1)<0)	0.034938	0.029555	1.182122	0.2372
R-squared	-0.000761	Mean dependent var		0.000596
Adjusted R-squared	-0.001604	S.D. dependent var		0.019597
S.E. of regression	0.019613	Akaike info criterion		-5.123910
Sum squared resid	2.284470	Schwarz criterion		-5.117158
Log likelihood	15236.82	Durbin-Watson stat		1.902284
Inverted AR Roots	.12			

Elde edilen sonuçlara göre tahmin edilen AR(1)-ARCH-M(1,1) modeli:

$$h_t = -0,003229 + 0,354231\varepsilon_t^2 + 0,034938d_{t-1}$$

Şeklinde ifade edilir. Sonuçlar yorumlandığında modelin parametreleri ve modelin %5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak yeterli olmadığı görülmüştür.

2.6.6. Modellerin Karşılaştırılması

Modellerden elde edilen değerler Tablo 19’da verilmiştir. Bir modelin anlamlı olabilmesi için R^2 değerinin yüksek olması, log-olabilirlik değerinin yüksek olması, artık kareler toplamı, Akaike bilgi kriterinin ve Schwarz bilgi kriterinin düşük olması beklenen koşullardır.

Tablo 19: Modellerin Karşılaştırılması

	AR(1)- ARCH (1)	AR(1)- GARCH (1,1)	AR(1)- TGARCH (1,1)	AR(1) – EGARCH (1,1)	AR(1)- ARCH-M (1)
R^2	0.006823	0.008933	0.008929	0.008941	-0.000761
Artık kareler toplamı	2.261405	2.256601	2.256612	2.256584	2.284470
Log olabilirlik	15106.13	15745.88	15756.51	15758.65	15236.82
Akaike bilgi kriteri (AIC)	-5.11244	-5.32867	-5.33193	-5.33265	-5.123910
Schwarz kriteri (SIC)	-5.10791	-5.32301	-5.32514	-5.32586	-5.117158
F istatistiği	13.52085	13.30207	10.63456	10.64922	-

Uygulamada model oluşturulması esnasında çözümlenen beş modelin ve parametrelerinin anlamlı olduğu görülmüştür. Tablo 19'daki bu beş modelin diğer kriterler açısından uygunluğuna bakıldığında İMKB-100 getiri endeksi için en uygun modelin AR(1)-EGARCH(1,1) olduğu sonucuna varılmaktadır.

2.7. Otoregresif Koşullu Değişen Varyanslı Modellerinin Öngörümeleri

Çalışmada ele alınan modellerde iyi bir öngörümleme için, yanlılık oranının, kök ortalama hata kare(RMSE), ortalama mutlak hata(MAE), ortalama mutlak yüzde hata(MAPE) ve Theil eşitsizlik kriterlerinin(TIC) minimum olması gerekmektedir. Bu kriterlere göre oluşturulan modeller değerlendirildiğinde çıkan sonuç Tablo 20'de verilmiştir.

Tablo 20: Model Öngörümleme Kriterlerinin Karşılaştırılması

	AR(1)- ARCH (1)	AR(1)- GARCH (1,1)	AR(1)- TGARCH (1,1)	AR(1) – EGARCH (1,1)	AR(1)- ARCH-M (1)
kök ortalama hata kare(RMSE)	0.019528	0.019507	0.019508	0.019507	0.019601
ortalama mutlak hata(MAE)	0.013530	0.013506	0.013508	0.013507	0.013519
ortalama mutlak yüzde hata(MAPE)	126.7731	158.3332	161.6762	161.0924	144.8738
Theil eşitsizlik kriterlerinin(TIC)	0.949455	0.901246	0.900486	0.900755	0.810116
bias proportion	0.000060	0.000032	0.000009	0.000004	0.001281

Model öngörülmemesi açısından incelenmiş ve tüm değerler birbirine yakın çıktığı gözlemlenmiş sonucuna varılmıştır. Fakat veri seti için en iyi tahminlemeyi yapan modelin özellikle Theil eşitsizlik kriteri ve yanlılık oranı açısından AR(1)-EGRACH(1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşılmıştır.

SONUÇ

Zaman serileri modellemesinde en yaygın varsayımlardan biri sabit varyanslılık varsayıdır. Fakat özellikle finansal verilerde oynaklık en çok rastlanan durumlardan biridir. Oynaklık içeren bir veri seti modellenecek ise farklı bir yöntem izlenmesi gerekecektir. Yüksek oynaklığa sahip veri setlerine en uygun model olan değişen koşullu varyans modellemesi bu çalışmada ele alınan metottur.

Çalışmada Türkiye'deki ekonomik ve sosyolojik olaylardan en çok etkilenen veri setlerinden biri olan İMKB-100 getiri endeksi kullanılmış ve çeşitli modellemeler gerçekleştirilmiştir. Uygulamada değişen koşullu varyans modellemesinin kullanılmasının en önemli nedenlerinden biri alternatif modellerinin çok olması ve veri setinin özelliklerine bağlı olarak geliştirilebilir olmasıdır.

Ele alınan çalışmada 02.01.1997-31.12.2008 tarihleri arasındaki borsanın işlem gördüğü günlerde gözlenen getiri endeksi değerleri kullanılmıştır. Veriler ilk etapta durağanlık koşulunu sağlamadığı için gerekli dönüşümler yapılmış ve modellemeye hazır duruma getirilmiştir. Böylece veri setinden zamanın etkisi silinmiştir.

Daha sonra veri setinde ARCH modelinin etkisine bakılabilmesi ve modellemeye geçilebilmesi için en uygun ARMA modeli araştırılmıştır. Sonuçta, AR(1) modeline karar verilmiştir. Veri setine uygun olan AR(1) modelinin artıkları ile veri setinde bulunan asimetrik etkiyi en iyi açıklayan model araştırılmıştır. Uygulamada, asimetrik etkiyi çeşitli koşullarda araştırmak için ARCH(1,1), GARCH(1,1), TGARCH(1,1), EGARCH(1,1) ve ARCH-M(1) modelleri incelenmiştir. Araştırma sonucunda AR(1)-EGARCH(1,1) modelinin İMKB-100 getiri endeksini en çok açıklayan model olduğu sonucuna ulaşılmıştır. Bu sonuç sonrasında araştırılan tüm modeller için öngörümlemeler gerçekleştirilmiş ve kriterlere göre en doğru öngörümlemeyi yapan modelin AR(1)-EGARCH(1,1) modeli olduğuna karar verilmiştir.

Bu çalışma ile oynaklık içeren veya genel olarak bakıldığında değişen varyansa sahip veri setlerinde, yapının görülebilmesi ve tahminleme yapılabilmesi için uygulanması gereken aşamalar irdelenmiştir.

Araştırılan yöntemler ile yatırımcı, araştırmalarına yön vererek fikir sahibi olabilir, yatırımlarını yönlendirebilir. Örneğin yatırımcı verilerinin özelliklerini

incelediğinde deęişen varyansa sahip olduęunu görürse, duraęanlık koşulları sağlandıktan sonra ARCH etkisinin varlığını araştıracak. Daha sonra da modelleme gerçekleştirecektir. Oluşturduğu bu modelden yola çıkarak tahminleme yapacak ve yatırımları tahminleri doğrultusunda yorumlayıp, yönlendirecektir.

KAYNAKÇA

AKAY, Yrd. Doç. Dr. Hülya Kanalıcı ve Mehmet Nargeleçekenler, “Finansal Piyasa Volatilitesi Ve Ekonomi”, **Ankara Üniversitesi SBF Dergisi**, Cilt:61 Sayı:4, 2006, ss:6-36.

AKKAYA, Şahin ve M. Vedat Pazarlıoğlu, **Ekonometri** 1, 1998.

AKMUT, Prof. Dr. Özdemir ve Yrd. Doç. Dr. Aslı Yüksel Ve Yrd. Doç. Dr. Aydın Yüksel, “Avrupa Birliği Kararlarının İMKB’deki Hisse Senetlerinin Getiri Oranları Üzerine Etkileri”, **Ankara Üniversitesi Siyasal Bilgiler Fakültesi Dergisi**, Sayı:61 Cilt:2, 2006, ss.1-16.

AKTAŞ Cengiz ve Hülya Akkurt, “ARCH Modelleri Ve Türkiye Ye Ait Otomobil Üretimi Verilerinin Farklı Varyanslılığının İncelenmesi”, **Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Sayı:16, 2006, ss:87-106.

BİLDİRİCİ, Melike, Sadiye Oktay ve Elçin Aykaç, “İMKB’de Getiri Değişkenliğinin Hesaplanmasında ARCH/GARCH Ailesi Modellerinin Kullanılması”, 8. Ulusal Ekonometri ve İstatistik Sempozyumu, 24-25, Mayıs 2007, Malatya.

BOZKURT, Dr. Hilal, **Zaman Serileri Analizi**, Ekin Kitabevi, 2007,

BROOKS, Chris, **Introductory Econometrics For Finance**, Cambridge University Press, 2008

CHATFIELD, Chris, **Time Series Forecasting**, Chapman And Hall, 2000

DAVIDSON, Russel ve Jones G. Mac Kinnon, **Econometric Theory And Methods**, Oxford University Press, 1999.

DOUGLAS, James, **Time Series Analysis**, Hamilton Princeton University Press, 1994

DURAN, Serap ve Asuman Şahin, “İMKB Hizmetler Mali Sınai Ve Teknoloji Endeksleri Arasındaki İlişkinin Belirlenmesi” **Sosyal Bilimler Araştırmaları Dergisi**, Cilt:1, Sayı:1, 2006, ss:57-70.

ENDERS, Walter. **Applied Econometric Time Series**, John Wiley and Sons Inc., 2004.

GUJARATI, Damodar N., **Basic Econometrics**, The McGraw –Hill Companies, 2004.

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, “Hakkımızda”, 01.08.2009,
<http://www.imkb.gov.tr/aboutus/aboutusmain.aspx> (30.10.2010).

JOHNSTON, Jack ve John Dinardo, **Econometric Methods**, The McGraw –Hill Companies, 1997.

KARAPINAR, Doç. Dr. Aydın, Dr. Rıdvan Bayırlı, Arş. Gör. Hasan Bal, Arş. Gör. Adem Altay ve Arş. Gör. Emine Çına Bal, **Temel Düzey SPK Lisanslama Sınavlarına Hazırlık Kitabı**, Gazi Kitabevi, 2007

KIRAN, Burcu “Döviz Kuru Volatilitesinin Asimetrik Üslü ARCH (APARCH) Modeli İle Tahmini” **Doğu Akdeniz Üniversitesi**, Sayı 10/11, 2008-2009

KIRAN, Burcu, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında İşlem Hacmi Ve Getiri Volatilitesi”, **Doğu Üniversitesi Dergisi**, sayı:1, Cilt:11, 2010, ss:98-108.

KIRCHGÄSSNER, Gebhard ve Jürgen Wolters, **Introduction To Modern Time Series Analysis**, Springer Science and Business Media, 2007.

MAZIBAS, Uzm. Murat, “İMKB Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi Ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri İle Bir Uygulama”, VII. Ulusal Ekonometri Ve İstatistik Sempozyumu, İstanbul, 26-27.05.2005,
<http://www.ekonometridernegi.org/bildiriler/o13s1.pdf>, (28.09.2010).

OGUNÇ, Aslı K. ve R. Carter Hill, **Using Excel For Principles Of Econometrics**, John Wiley and Sons Inc., 2008.

OKAY Nesrin, “Türkiyedeki Hisse Senetleri Getirilerinin Şartlı Varyans GARCH Modeli” **Endüstri Mühendisliği Tmmob Makina Mühendisleri Odası Yayını**, Cilt:9, sayı:4, 1998, ss:35-39.

PERRELLI, Roberto, “Introduction To ARCH and GARCH Models”, 22.08.2010, <http://www.econ.uiuc.edu/~econ472/ARCH.pdf> (30.10.2010).

SEVÜKTEKİN, Prof. Dr. Mustafa ve Mehmet Nargeleçekenler, “İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Getiri Volatilitésinin Modellenmesi Ve Önráporlaması”, **Ankara Üniveristesi SBF Dergisi**, Cilt:61, Sayı:4, 2006, ss:244–265.

TELATAR, Erdinç ve H.Soney Binay “İMKB Endeksinin PARCH Modellemesi” **Akdeniz Üniversitesi İİBF Dergisi**, Sayı: 2(3), 2002, ss: 114-121.

TSAY, Ruey S., **Analysis Of Financial Time Series**, John Wiley And Sons,Inc. ,2002.

URAL, Mert ve Türker Adakale, “Beklenen Kayıp Yöntemi İle Riske Maruz Değer Analizi”, **Akdeniz Üniversitesi İİBF Dergisi**, cilt:9, sayı:17, 2009, ss:23-39

WOOLDRIDGE, Jeffrey M., **Introductory Econometrics**, South Western College Publishing, 2003.

YALÇIN, Yeliz “Stokastik Oynaklık Modeli İle İstanbul Menkul Kıymetler Borsasında Kaldıraç Etkisinin İncelenmesi”, **Dokuz Eylül Üniversitesi İİBF. Dergisi**, Cilt:22, Sayı:2, 2007, ss:357-365.

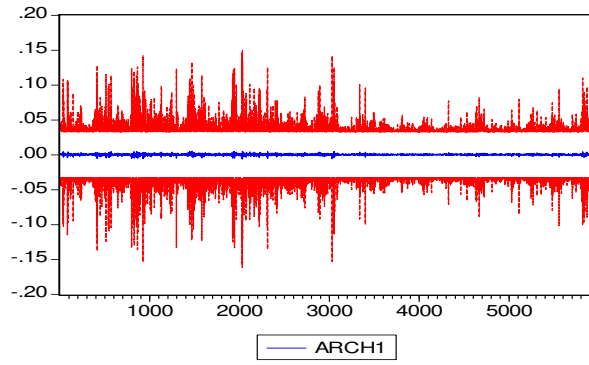
ZİVOT, Eric ve Jiahui Wang, **Financial Time Series With S-Plus**, Springer Science And Business Media, 2003.

EKLER

Ek 1

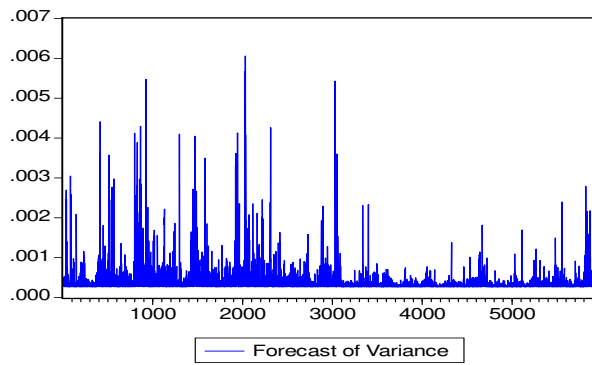
Öngörümleme grafikleri

AR(1)- ARCH(1) modeli

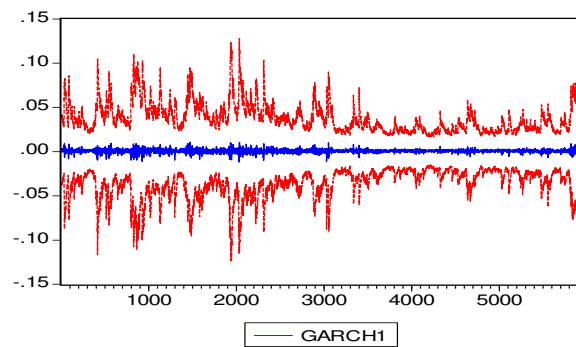


Forecast: ARCH1
Actual: DIFLGENDKS
Forecast sample: 1 5947
Adjusted sample: 3 5947
Included observations: 5945

Root Mean Squared Error	0.019528
Mean Absolute Error	0.013530
Mean Abs. Percent Error	126.7731
Theil Inequality Coefficient	0.945455
Bias Proportion	0.000080
Variance Proportion	0.910395
Covariance Proportion	0.089525

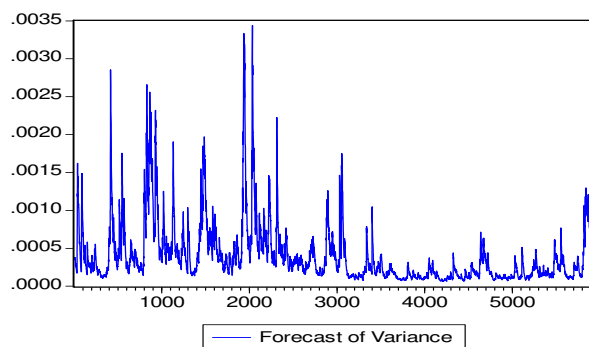


AR(1)-GARCH(1)

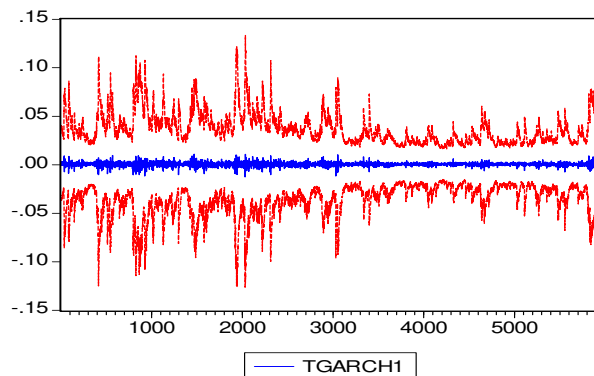


Forecast: GARCH1
Actual: DIFLGENDKS
Forecast sample: 1 5947
Adjusted sample: 3 5947
Included observations: 5945

Root Mean Squared Error	0.019507
Mean Absolute Error	0.013506
Mean Abs. Percent Error	158.3332
Theil Inequality Coefficient	0.901246
Bias Proportion	0.000032
Variance Proportion	0.821503
Covariance Proportion	0.178465

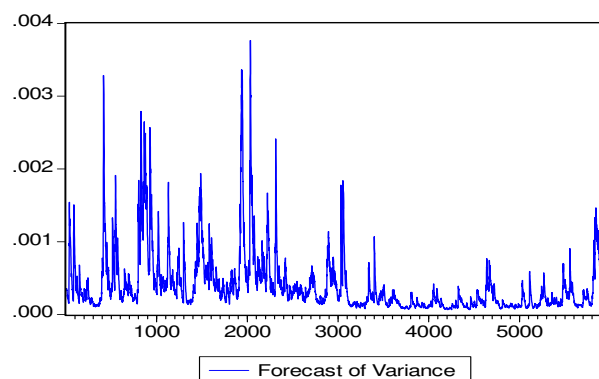


AR(1)-TGARCH(1,1)

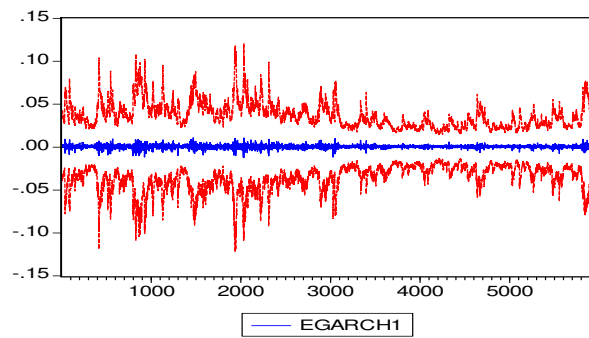


Forecast: TGARCH1
Actual: DIFLGENDKS
Forecast sample: 1 5947
Adjusted sample: 3 5947
Included observations: 5945

Root Mean Squared Error	0.019508
Mean Absolute Error	0.013508
Mean Abs. Percent Error	161.6762
Theil Inequality Coefficient	0.900486
Bias Proportion	0.000009
Variance Proportion	0.814719
Covariance Proportion	0.185272

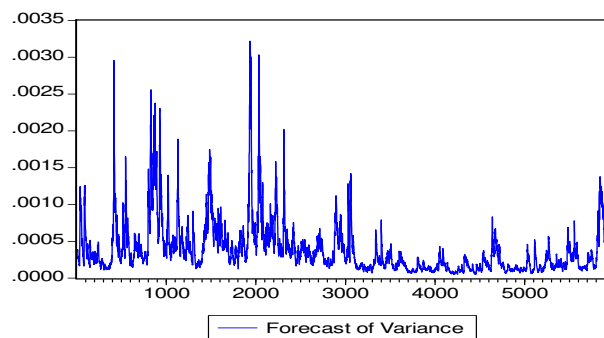


AR(1)-EGARCH(1,1)

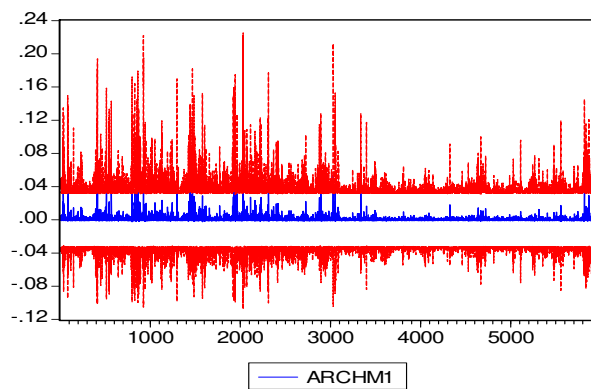


Forecast: EGARCH1
Actual: DIFLGENDKES
Forecast sample: 1 5947
Adjusted sample: 3 5947
Included observations: 5945

Root Mean Squared Error	0.019507
Mean Absolute Error	0.013507
Mean Abs. Percent Error	161.0924
Theil Inequality Coefficient	0.900755
Bias Proportion	0.000004
Variance Proportion	0.815897
Covariance Proportion	0.184100



AR(1)-ARCH-M(1)



Forecast: ARCHM1
Actual: DIFLGENDKES
Forecast sample: 1 5947
Adjusted sample: 4 5947
Included observations: 5944

Root Mean Squared Error	0.019601
Mean Absolute Error	0.013519
Mean Abs. Percent Error	144.8738
Theil Inequality Coefficient	0.810116
Bias Proportion	0.001281
Variance Proportion	0.600567
Covariance Proportion	0.398152

