T.C
İSTANBUL TİCARET ÜNİVERSİTESİ
FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ
İSTATİSTİK ANABİLİM DALI
İSTATİSTİK YÜKSEK LİSANS PROGRAMI

# TÜRKİYE'DEKİ DOLAR KURU VOLATİLİTESİNİN MODELLENMESİ

**Yüksek Lisans Tezi**

**Coşkun PARİM**
**1260Y12101**

**İstanbul, Haziran 2014**

**T.C**

**İSTANBUL TİCARET ÜNİVERSİTESİ**

**FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**İSTATİSTİK ANABİLİM DALI**

**İSTATİSTİK YÜKSEK LİSANS PROGRAMI**

# TÜRKİYE'DEKİ DOLAR KURU VOLATİLİTESİNİN MODELLENMESİ

**Yüksek Lisans Tezi**

**Coşkun PARİM**

**1260Y12101**

**Danışman : Prof. Dr. Münevver TURANLI**

**İstanbul, Haziran 2014**

**T.C**
**İSTANBUL TİCARET ÜNİVERSİTESİ**
**FEN BİLİMLERİ ENSTİTÜSÜ**

**ONAY SAYFASI**

**Yüksek Lisans öğrencisi Coşkun PARİM 'in ''TÜRKİYE'DEKİ DOLAR KURU VOLADİLİTESİNİN İNCELENMESİ'' konulu tez çalışması jürimiz tarafından** Başarılı**.............. Yüksek Lisans tezi olarak (oybirliği ● / oyçokluğu ○) ile başarılı bulunmuştur.**

| | | **Adı-Soyadı** | **İmza** |
|---|---|---|---|
| **Tez Danışmanı** | : | Prof. Dr. Münevver Turanlı | Münevver |
| **Jüri Üyesi** | : | Prof. Dr. A. Melek Çilingirtürk | |
| **Jüri Üyesi** | : | Doç. Dr. Ünal H. ÖZDEN | |

**NOT :** Hazırlamıs olduğum tez özgün bir çalısma olup YÖK ve İTİCÜ Lisansüstü Yönetmeliklerine uygun olarak hazırlanmıstır. Ayrıca, bu çalısmayı yaparken bilimsel etik kurallarına tamamıyla uyduğumu; yararlandığım tüm kaynakları gösterdiğimi ve hicbir kaynaktan yaptığım ayrıntılı alıntı olmadığını beyan ederim. Bu tezin ihtiva ettiği tüm hususlar sahsi görüsüm olup İstanbul Ticaret Üniversitesinin resmi görüsünü yansıtmamaktadır.

**TÜRKİYE'DEKİ DOLAR KURU VOLATİLİTESİNİN MODELLENMESİ**


## ÖZET

Yabancı para birimlerinin kurları incelenirken, yapıları nedeniyle doğrusal olmayan koşullu değişen varyans modellerinin kullanılmasının gerekliliği, son yıllarda yapılan birçok bilimsel çalışmada da belirtilmiştir. Bu nedenle çalışmada, doğrusal olmayan koşullu değişen varyans modelleri ile Türkiye'deki Dolar Alış Kuru volatilitelerinin modellenmesi ve modeller arasından en iyi temsil gücüne sahip modelin belirlenmesi amaçlanmıştır.

Çalışmada 3 farklı seri kullanılmıştır. İlk olarak 02.01.2003-31.12.2008 tarihleri arası, ikinci olarak, 02.01.2009- 30.12.2013 tarihleri arası ve son olarak ta 02.01.2003-30.12.2013 tarihleri arasındaki döneme ilişkin günlük Dolar Alış Kuru değerlerinin logaritmaları kullanılmıştır. Her 3 seri için de öncelikle Dolar Alış Kurunun grafikleri incelenmiş hemen ardından kurun durağanlığı araştırılmıştır. Augmented Dickey-Fuller testi yardımıyla; Dolar Alış Kuru serisinin durağan olmadığına karar verilmiş, birinci dereceden farkları alınıp durağanlaştırılmıştır. Daha sonra otoregresif modeller denendikten sonra en iyi ortalama denklem modelinin ARIMA(2,1,2) olduğu belirlenmiştir. Bununla birlikte ortalama denklemin hata terimlerinin, ARCH etkisine sahip olduğu gösterilmiş ve burdan yola çıkarak Türkiye'deki Dolar Alış Kuru serisinin hangi koşullu değişen varyans modelleriyle açıklanabileceği tahmin edilmiştir. Son olarak da kullanılan modeller gösterilerek, ilk 2 seri için modeller arasından en iyi model olarak TGARCH(1,1) olarak, 3. Seri için de GARCH(1,1) olarak belirlenmiştir. Son durumda ilk 2 seri için TGARCH(1,1) , 3. Seri için de GARCH(1,1) modelinin hata terimlerinde; ARCH etkisinin ve otokorelasyonun olmadığı gösterilip, yorumlanmıştır.



*Anahtar Kelimeler : Volatilite, Dolar Alış Kuru, Amerikan Doları, Değişen Varyans, ARCH*

**MODELING OF US DOLLAR EXCHANGE RATE VOLATILITY IN TURKEY**

## ABSTRACT

When examining rates of foreign currencies, the necessity of the use of conditional heteroscedasticity models that are nonlinear due to their structure, was indicated in many scientific studies in recent years. Therefore, in the study, by the use of the non-linear conditional heteroscedasticity models, modeling of US Dollar buying rates volatility in Turkey and determining the best representing one of the fitting models were aimed.

In the study, three different series were used. First of all, the logarithm of the values of daily dollar buying rates for the periods between 02.01.2003-31.12.2008, 02.01.2009-30.12.2013 and 02.01.2003-30.12.2013, are used. Primarily, for all of the three series, the graphics of the Dollar Buying Rate was examined, then stableness of the rate was investigated. By the use of Augmented Dickey-Fuller test, it was decided that the Dollar Buying Rate series are not stationary but got stationarized through taking first degreed differences. Then, it was determined that the best mean equation model is ARIMA(2,1,2) among the autoregressive models. However, it was shown that the error terms of the mean equation have the ARCH effect and an estimation is made about by which conditional heteroscedasticity models, the series of Dollar Buying Rate can be explained. Finally, by demonstration of the models used, for the first two series, the best model was determined as TGARCH(1,1) and for the third series the best model was determined as GARCH(1,1) among all models. In the last case, it was shown and interpreted, for the first two series, the error terms of TGARCH(1,1) models and for the third series, the error terms of GARCH(1,1) model have no ARCH effect and autocorrelation.

*Keywords : Volatility, Dollar Buying Rate, US Dollar, Heteroscedasticity, ARCH*

**İÇİNDEKİLER**

**Sayfa No.**

# KISALTMALAR LİSTESİ

**AIC :** Akaike Information Criterion (Akaike Bilgi Kriteri)

**AR :** Autoregressive Model (Otoregresif Süreç)

**ARCH :** Autoregressive Conditional Heteroskedastic **(**Otoregresif Koşullu Değişen Varyans)

**ARIMA :** Autoregressive Integrated Moving Averages (Bütünleşik Otoregresif Hareketli Ortalama)

**ARMA :** Autoregressive Moving Averages (Otoregresif Hareketli Ortalama)

**EGARCH :** Exponential General Autoregressive Conditional Heteroskedastic **(**Üstel Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans)

**EKK :** En Küçük Kareler

**GARCH :** Generalization Autoregressive Conditional Heteroskedastic (Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans)

**MA :** Moving Averages (Hareketli Ortalama)

**SIC :** Schwartz Information Criterion (Schwartz Bilgi Kriteri)

**RSS :** Resid Square Sum (Hata kareler Toplamı)

**TGARCH :** Threshold Generalization Autoregressive Conditional Heteroskedastic (Eşik Genelleştirilmiş Otoregresif Koşullu Değişen Varyans)

## TABLOLAR LİSTESİ

## ŞEKİLLER LİSTESİ

# GİRİŞ

Gelişmekte olan ülkelerdeki ekonomik verileri tahmin etmek, gelişmiş ülke ekonomilerinin verilerini tahmin etmekten daha zordur. Türkiye de gelişmekte olan bir ülke olması sebebiyle iktisadi verileri tahmin etmek güç bir durumdur. Özellikle yabancı para kurlarının ne şekil alacağı bizim gibi ülkelerde tahmin edilmesi en zor durumlardan biridir. Çünkü, piyasalardaki ekonomik ve finansal kriz olma olasılığı ve piyasaların herhangi bir siyasi veya afet olayından etkilenme olasılığı oldukça yüksektir. Örneğin; zaman serisi olan günlük dolar kuru bu tarz olağan dışı hareketlenmelerden etkilenerek volatil bir yapıya sahip olabilmektedir. Burada volatil terimine kısaca dolar kurunda meydana gelen dalgalanmaya diyebiliriz. Volatilite ise herhangi bir değişkenin, belirli ortalama değere göre çok yüksek artış veya azalışlar göstermesi anlamına gelmektedir (Özden, 2008). Buradaki uygulama ise Türkiye'deki günlük Dolar Alış Kuru volatilitesinin incelenmesi üzerinedir.

Özellikle para ve finans piyasalarında, değişkenlerde meydana gelen oynaklık, büyük ve küçük hata paylarının bir grup şeklinde görünmesine ve zaman içinde bunun yinelenmesine sebep olur. Eğer böyle bir durumu, klasik regresyon modelleri ya da diğer zaman serisi teknikleri ile modellemeye kalksak, hem ortalama hem de varyans zamandan bağımsız, sabit kabul edilecek ve değişkeni açıklamakta kullanılacak bağımsız değişken, varyanstaki bu değişikliği açıklamaya yetmeyecektir. Oysa, ARCH modeli, varyansı, geçmiş değerlerin bir fonksiyonu kılarak, bu eksikliği bertaraf etmekte ve varyanstaki ani olarak artan ve azalan görünümü ortaya çıkarabilmektedir. ARCH modelinde, sadece geçmiş varyanslarının modele girişine izin verilirken, GARCH modeli daha esnek bir gecikme yapısı ve daha fazla bilgi ile geleceğe yönelik tahminler daha başarılı olacaktır (Bozkurt, 2007).

GARCH modellerine ait üç eleştiri vardır: İlk olarak zamanın her noktasında pozitif varyans sağlamak için, parametrelerin kısıtlamaları gerekmektedir. İkinci olarak, standart GARCH modeli şoklara karşı asimetrik bir tepkiye izin vermemektedir. Üçüncü olarak sürekliliği ölçmek zordur; çünkü bu model güçlü fakat durağan değildir (Terasvirta, 2009). Bu eleştirileri ortadan kaldıran, ARMA(p,q) modellerine benzeyen ve volatilite üzerindeki şokların etkisini asimetrik olarak göstermek için kullanılan yeni model Üssel GARCH (EGARCH: Exponential GARCH) olarak adlandırılmaktadır. Diğer taraftan olumlu ve olumsuz şokların volatilite üzerindeki etkisi daha değişik olan ve volatilitede asimetrikliği dikkate alan eşik değerli ARCH modeli (TARCH: Threshold ARCH) Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından önerilmiştir (Kökcen, 2010).

Bu uygulamada 3 farklı seri kullanılmıştır. Bunlardan ilki 02.01.2003 – 31.12.2008 tarihleri arası, ikincisi 02.01.2009-30.12.2013 ve sonuncusu da ilk iki serinin birleşimi olan 02.01.2003-30.12.2013 tarihleri arası Türkiye'deki günlük Dolar Alış Kuru Logaritmik verileridir. Bu serilerin ARCH, GARCH, EGARCH ve TGARCH koşullu değişen varyans modelleri oluşturulmuş ve bunlar arasında en iyi modelin seçilmesi amaçlanmıştır. Diğer bir taraftan da ilk iki seride oluşan modelin üçüncü seride nasıl bir hal aldığı görülmeye çalışılmıştır. Daha sonrasında en iyi olarak belirlenen modellerin hata terimlerindeki ARCH etkisi ve otekorelasyon varlığı kontrol edilerek bir nebze de olsa modelin sağlaması yapılmaya çalışılmıştır.

# 1. ZAMAN SERİSİ MODELLERİ

Ekonometrik araştırmalarda öngörü en önemli amaçlardan biridir. Bu nedenle zaman serisi verilerine bağlı öngörü, tek denklemli modeller ve eşanlı modeller kullanılarak yapılmaktadır. Fakat öngörü dönemi uzadıkça buna bağlı olarak hatalar da giderek büyümektedir. Bu modellerde tahmin edilen katsayılar, modelin tahmin edildiği dönemde geçerlidir. Dönem değişince katsayılar da değişiklik göstermektedir. Bununla birlikte ekonometrik modellerdeki değişkenlerin baştan belirlenmesi gerekmektedir. Yani aslında bu modelleri teorik bir modele dayandırmak gerekir. Zaman serisi modelleri iki kısımda incelenebilir. Bunlar doğrusal ve doğrusal olmayan zaman serisi modelleridir. Doğrusal zaman serileri de ikiye ayrılır. Bunlar da tek değişkenli ve çok değişkenli doğrusal zaman serileridir. Doğrusal olmayan zaman serileri de ikiye ayrılır. Bunlar da otoregresif koşullu değişen varyans modelleri ve genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans modelleridir (Tarı, 2010).

## 1.1. Box- Jenkins Yöntemi

Box-Jenkins yöntemi zaman serilerinde en çok kullanılan yöntemlerden biridir. Birçok farklı model arasından en iyisini seçerek ileriye dönük tahmin yapmayı amaçlar. Bir değişken için yapılacak olan tahmini, kendi gecikmeli değerleri veya hata terimleri ile yapılabilmektedir. Bunların her ikisini kullanarak ta yapmak mümkündür.

Box-Jenkins yönteminde model oluşturulurken dört farklı süreç izlenebilir. Bunlar sırasıyla, Otoregresif (AR) Süreci, Hareketli Ortalamalar (MA) Süreci, her iki sürecin birlikte kullanılması durumu Otoregresif Hareketli Ortalama (ARMA) Süreci ve durağan olmayan bir seri için fark işlemi yapıldığında ortaya çıkan ARIMA süreci olarak sıralanabilir (Bozkurt, 2007).

Box- Jenkins Yöntemi dört farklı kısımdan oluşmaktadır (Kaynar ve Taştan, 2009).

1-Zaman serisine uygun modelin belirlenmesi

2-Modele ilişkin parametrelerin tahmini

3-Modelin uygunluğunun test edilmesi

4-Seçilen en uygun modelin tahmini

### 1.2. Otoregresif AR(p) Süreci

Zaman serilerinin modellenmesinde $Y_t$ gibi bir değişkenin, geçmiş değerlerini içeren bir bilgiye sahip olunması, gelecek değerlerinin tahmini konusunda oldukça önemli bir fayda sağlar. Burada geçmiş değerlere olan bağlılığını formülize edilirse, birinci-derece otoregresif bir süreç ile gösterilebilir.

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad t = 1,2,3, \dots\dots\dots, T \tag{1}$$

Bu modelde $\delta$ bir kesme parametresi; $\phi_1$ sadece -1 ve +1 arasında yeraldığı bilinen parametre, $\varepsilon_t$ ise ortalaması sıfır, varyansı sabit ve otokorelasyonsuz hata terimini ifade eder. Bir önceki denklem AR(1) sürecini ifade eder. Çünkü $Y_t$ sadece kendinden bir önceki döneme ve rastgele hata terimine bağlıdır.

Otoregresif sürecin herzaman kendinden bir önceki döneme bağlı olmadığı, zaman zaman kendinden iki ya da üç önceki döneme de bağlı olabileceği aşikardır. Dolayısıyla bu dönem p'inci dönem olabilmektedir. Bu durumu p'inci dönem olarak modellemek istersek; AR(p) modelimiz aşağıdaki gibi olacaktır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007)

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \tag{2}$$

### 1.2.1. AR(1) Süreci Özellikleri

Zaman serilerini incelerken, değişken $Y_t$ nin ortalaması, varyansı ve kovaryansının bulunması gerekmektedir. Varsayımlardan biri $Y_t$ ‘nin sonsuz geçmişe ve sonsuz geleceğe sahip olduğudur. $Y_t$ ‘lerin hepsi aynı olasılık yoğunluk fonksiyonunu izlemektedir. Bu sebeple; rastgele değişkenlerin aynı ortalama ve varyansa sahip olduğu varsayılır. Bunun yanında, iki rastgele değişken arasındaki kovaryansın zamana göre değişmediği, fakat k sayıda gecikmeye bağlı olduğu varsayılır.

AR(1) süreci;

$$Y_t = \delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \qquad \varepsilon_t \sim IID(0, {\sigma_e}^2) \tag{3}$$

$Y_t$ ‘nin tüm dönemler için aynı olasılık fonsiyonuna sahip olduğu düşünülürse, ortalaması ve varyansı da tüm dönemlerde aynı olmak zorundadır. Bu yüzden aşağıdaki eşitlikler geçerli olacaktır.

$$E(Y_t) = E(\delta + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t) \tag{4}$$

$$= E(\delta + \phi_1 Y_{t-1}) + E(\varepsilon_t)$$

$$= E(\delta + \phi_1 Y_{t-1})$$

$$\mu = \delta + \phi_1 \mu$$

$$E(Y_t) = \mu = \frac{\delta}{1 - \phi_1}$$

Eğer otoregresif parametrenin değeri $|\phi_1| < 1$ ise süreç durağandır denebilir. AR(1) sürecinde sabit terim sıfır varsayıldığında değişken $Y_t$ ‘nin ortalaması da sıfır olacaktır. AR(1) sürecinde, $Y_t$ ‘nin tüm dönemlerinde varyansı sabit kabul edilerek, varyansı bulunmaya çalışılır. Sabit terimi sıfır varsayarak ve har iki tarafın varyansı alınarak eşitlik yazılacak olursa,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{5}$$

$$Var(Y_t) = \sigma_Y^2 = Var(\phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t)$$

$$\sigma_Y^2 = \phi_1^2 Var(Y_{t-1}) + Var(\varepsilon_t)$$

$$\sigma_Y^2 = \phi_1^2\sigma_Y^2 + \sigma_\varepsilon^2$$

$$\sigma_Y^2 = \frac{\sigma_\varepsilon^2}{1-\phi_1^2} = \gamma_0$$

Sonucuna ulaşılmaktadır. Tüm bunların yanında değişkenlerin kovaryansların da sabit olduğu varsayılır. Tüm zaman gecikmelerinde birinci derece kovaryanslar aynı olmalıdır.

$Y_t$ ve $Y_{t-k}$ arasındaki korelasyon ve otokorelasyon katsayısı

$$Cor(Y_t\,,Y_{t-k}) = \frac{Cov(Y_t\,,Y_{t-k})}{\sqrt{Var(Y_t)}\sqrt{Var(Y_{t-k})}} \qquad (6)$$

$$\rho_k = \frac{Cov(Y_t\,,Y_{t-k})}{\sqrt{Var(Y_t)}\sqrt{Var(Y_{t-k})}} = \frac{Cov(Y_t\,,Y_{t-k})}{\sigma_{Y_t}\sigma_{Y_{t-k}}} = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} \qquad k = 0, \pm 1, \pm 2, \ldots$$

Şeklinde gösterilebilir. Otokovaryans ve otokorelasyon katsayıları gecikmesiz simetriktirler ve $\gamma_{-k} = \gamma_k$ ve $\rho_{-k} = \rho_k$ şeklinde gösterilebilir.

Serinin otokorelasyon fonksiyonu (ACF) ise ;

$$\rho_k = \frac{\gamma_k}{\gamma_0} = \frac{\phi_1^k\gamma_0}{\gamma_0} = \phi_1^k \qquad k = 1,2, \ldots \qquad (7)$$

Durağan olma koşulunu sağlayabilmesi için $\phi_1$ parametresi -1 ve +1 arasında olmalıdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

### 1.3. Hareketli Ortalamalar MA(q) Süreci

İktisadi değişkenlerde Otoegresif AR modellerinin yanında hareketli ortalamalar diye adlandırılan başka bir zaman serisi yapısı mevcuttur. Mesela bir ülkedeki dolar alış kurunda bir günden diğer güne gerçekleşen değişmeyi ortalaması sıfır, varyansı sabit ve korelasyona sahip olmayan rastgele değişkenlerin bir dizisi olarak düşünelim. Burada t günündeki dolar alış kuru değerinin fiyatı $Y_t$ olarak gösterilirse; bir günden diğer güne değişen fiyat;

$$Y_t = Y_t - Y_{t-1} = \varepsilon_t \qquad t = 1, 2, \ldots, T \qquad (8)$$

ile ifade edilebilir. Burada $\varepsilon_t$ korelasyona sahip olmayan rastgele değişkenleri ifade eder. Yani dolar alış kurunda meydana gelebilecek değişiklikleri yani kura etki edebilecek etkileri içeren bir terim olarak olarak ta adlandırılabilir. Kura etki eden beklenmeyen haberlerin etkisi bir gün içerisinde tamamen ortadan kaybolmaz. Mesela;

$$Y_{t+1} = \varepsilon_{t+1} + \theta_1 \varepsilon_t \tag{9}$$

Bu eşitlikte $\varepsilon_{t+1}$ , $t+1$ gününde alınan bilgilerin etkisini gösterir ve $\theta_1 \varepsilon_t$ bir gün öncesinden süregelen bilgilerin etkisini yansıtır. Başka bir değişle burdaki model hareketli ortalama sürecidir. $Y_{t+1}$ geçmiş rastgele hatanın ağırlıklı ortalamasıdır. Genel olarak hareketli ortalama süreci bir ya da birkaç dönem geriye doğru rastgele hataların ağırlıklı ortalaması olarak $Y_t$ 'ye ait gözlemleri gösterir. Buradan yola çıkarak, MA(q) süreci;

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q} \tag{10}$$

olarak gösterilir. Burada korelasyona sahip olmayan rastgele hataların; ortalaması sıfır ve varyansı sabittir. Eşitliğe dikkat edilirse AR(p) sürecinden farklı olarak $\delta$ yerine $\mu$ ifadesi yer almaktadır. MA(q) sürecinin ortalaması ve varyansı;

$$E(Y_t) = \mu \tag{11}$$

$$Var(Y_t) = \gamma_0$$

$$= E[(Y_t - \mu)^2]$$

$$= E\left[\varepsilon_t^2 + \theta_1^2 \varepsilon_{t-1}^2 + \theta_q^2 \varepsilon_{t-q}^2 + 2\theta_1 \theta_2 \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-2} + \cdots\right]$$

$$= \sigma_\varepsilon^2 + \theta_1^2 \sigma_\varepsilon^2 + \cdots + \theta_q^2 \sigma_\varepsilon^2$$

$$= \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2 + \cdots + \theta_q^2)$$

şeklinde gösterilebilir. Buradaki hata terimlerinin birlirleri ile korelasyonu olmayan ve bağımsız olduğu düşünülürse; çarpımların beklenen değeri sıfırdır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

### 1.3.1. MA(1) Sürecinin Özellikleri

MA(1) Sürecinin denklemi

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} \quad (12)$$

MA(1) Sürecinin ortalama ve varyansı

$$E(Y_t) = \mu \quad (13)$$

$$Var(Y_t) = E(Y_t - \mu)^2$$

$$\gamma_0 = \sigma_\varepsilon^2 (1 + \theta_1^2)$$

Genel olarak k sayıda gecikme için kovaryans

$$Cov(Y_t, Y_{t-k}) = E[(Y_t - \mu)(Y_{t-k} - \mu)] = E[(\varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1})(\varepsilon_{t-2} + \theta_1 \varepsilon_{t-3})]$$

$$\gamma_k = 0 \quad (14)$$

şeklinde gösterilmektedir. k>0 olduğu tüm durumlarda kovaryanslar sıfır olmalıdır. Herhangi bir $Y_t$ değeri bir önceki ve bir sonraki değerle korelasyona sahiptir fakat gecikmelerle arasında bir korelasyon mevcut değildir.

AR(1) Süreci $|\phi_1| < 1$ koşulu sağlandığında,

$$Y_t = \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_1^2 \varepsilon_{t-1} + \phi_1^3 \varepsilon_{t-3} + \cdots \quad (15)$$

sınırsız dereceli bir MA süreci ortaya çıkmaktadır (Sevüktekin ve Nargeleçekenler, 2007).

### 1.4. ARMA(p,q) Süreci

AR veya MA süreçlerini değilde ikisinin de özelliklerini taşıyan bir durumda bir modelde birlikte yer alma durumunda geçerli olan bir süreçtir. Bunun gibi bir durumda oluşacak model karma otoregresif hareketli ortalama ismini almaktadır.

ARMA modelinde doğrusal fark denklemleri şeklinde düşünülerek p'inci dereceden fark işlemi alındığında;

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (16)$$

şeklinde gösterilmektedir. Ayrıca $\varepsilon_t$ , MA(q) süreci özelliği gösteriyorsa,

$$Y_t = \phi_0 + \sum_{i=1}^{p} \phi_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \varepsilon_{t-i} \quad (17)$$

gibi gösterilebilir. $Y_t$ süreci ARMA modeli ile gösteriliyorsa, karakteristik kökler birim daire içinde yer alıyor demektir. Ayrıca $Y_t$ 'nin geçmiş gözlemleri rastgele hata terimlerinin bir bütünü olarak doğrusal bir fonksiyon oluşturmaları da ARMA modelinde gerçekleşebilmektedir. AR ve MA katsayılarının gecikme değerleri sırasıyla p ve q 'dur. $Y_t$ ise durağan seridir.

ARMA(p,q) sürecinde yığılım parametresi var olması durumunda,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \delta + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (18)$$

Yığılım parametresi var olmaması durumunda,

$$Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \cdots + \phi_p Y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q} \quad (19)$$

şeklinde gösterilebilir.

ARMA(p,q) sürecinde $\delta \neq 0$ varsayımı altında $(p + q + 2)$ bilinmeyeni ifade edip veriden bunun çıkarımı yapılamamaktadır. ARMA modellerinde p ve q mertebelerinin aynı olması bir zorunluluk değildir yani mertebeler farklı olabilir. Ayrıca $p \leq 2$ ve $q \leq 2$ olduğunda serinin yeterli ölçüde açıklanabileceği düşünülmektedir.

ARMA sürecinde, döndürülebilirlik ve durağanlık koşullarının bir arada olması gereklidir ve durağanlık AR(p) ile ilgili iken döndürülebilirliği MA(q) sürecinin yapısına bağlıdır.

ARMA(p,q) sürecinde,

$$\phi_1 + \phi_2 + \cdots + \phi_p < 1 \quad (20)$$

Kısıtı söz konusu olduğunda süreç durağan,

$$\theta_1 + \theta_2 + \cdots + \theta_q < 1 \quad (21)$$

kısıtı söz konusu olduğunda ise sürecin döndürülebilir olduğu belirtilmiştir (Akgül, 2002).

### 1.5. ARIMA(p,d,q) Süreci

Kullanılan zaman serisi eğer durağan ise AR(p) , MA(q) veya ARMA(p,q) süreçlerinden birinin kullanılacağı belirtilmiştir. Fakat zaman serilerinin birçoğunun ortalamasının veya varyansının zamana bağlı olduğu gözlenmektedir. Ortalama ve varyansın zamana göre değişmesi durağan olmayan serileri ortaya çıkarmaktadır. Bu serileri durağanlaştırmak gerekmektedir. Bütünlenen otoregresif-hareketli ortalama (ARIMA) modelleri d kez fark alarak durağanlığı sağlanan durağan ARMA modelleri olarak bilinmektedir.

$Y_t$ serisi durağan değilse ve d'inci derecen farkı alınarak oluşturulan yeni seri;

$$w_t = (1 - B)^d Y_t \quad (22)$$

şeklinde gösterilebilir. Süreç ise ARMA(p,q) sürecidir. Öyleyse modelde;

$$w_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_1 w_{t-1} + \cdots + \phi_p w_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \cdots - \theta_q a_{t-q} \quad (23)$$

olarak gösterilebilir. $Y_t$ değişkeninin (p,d,q) mertebesi ile ARIMA sürecini ifade ettiği söylenebilir.

Bunun yanında zaman serileri stokastik trend veya deteministik trende sahip olabilir. Böyle olduğunda $w_t$'nin ortalaması;

$$E(w_t) = E(\Delta^d Y_t) = \mu_w \quad (24)$$

bu formülden yararlanılarak serinin trendi hakkında bilgi edinilebilir. $\delta = 0$ olduğu durumda stokastik trendin olduğunu, $\delta \neq 0$ olması durumunda ise $Y_t$ serisinin hala deterministik trende sahip olduğu söylenebilir.

Zaman serilerinin birçoğunda zamana bağlı değişim gösteren ortalama düzeyinde bir trend görülürken, bir kısmında ise hem ortalama düzeyinde hem de varyansta zamana bağlı bir değişim gözlenebilir.

Durağan olmayan serileri durağan hale getirmek için dönüşümler yapılabilir ve trend ilişkisi gösterilebilir. Bunlar şöyle sıralanabilir.

- Serinin trendi olmaması için yapılacak dönüşüm : $w_t = \Delta^2 Y_t$
- Doğrusal trend olması için yapılacak dönüşüm : $\sum w_t = \Delta Y_t$
- Artma hızı değimeyen bir trende sahip olması için : $\sum \sum w_t = Y_t$

ARIMA modelleri ile durağan olmayan serilerini (p,d,q) mertebeleri ile modelleme işlemi yapılabilmektedir. Homojenli mertebeleri d=1 , d=2 , d=3 şeklinde değerler almasına karşın genel olarak kullanılan mertebelerin d=1 ve d=2 mertebeleri olduğu söylenebilir. Durağanlık mertebesi belirlendikten sonra ise otoregresif terim sayısı p ve gecikmeli hata terimi sayısı q belirlenmektedir. Sonuç olarak ARIMA modelleri seri durağan olana kadar kaç kere fark alındığını gösteren d mertebesine AR terimi sayısı p ve MA terimi sayısı q'nun ilave edilmesi ile belirlenmektedir. Bu değerlerin belirlenmesi çok önemlidir (Akgül, 2002).

## 1.6. Birim Kök (Unit Root) Testi

Serilerde birim kök olup olmadığını araştıran testtir.

AR(1) Modeli için kurgulanırsa;

$$Y_t = \phi Y_{t-1} + e_t \tag{25}$$

Hipotezi kurulursa,

$H_0 = \phi \geq 1$ (Seri durağan değildir.)

$H_1 = \phi < 1$ (Seri durağandır)

Başka bir şekilde hesaplanmak istenirse;

$$Y_t - Y_{t-1} = \Delta Y_t = (\phi - 1) Y_{t-1} + e_t \tag{26}$$

$$\phi - 1 = \delta$$

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$$

bunlar hesaplandıktan sonra hipotezler,

$H_0 = \phi \geq 1$ veya $H_0 = \delta \geq 1$(Seri durağan değildir.)

$H_1 = \phi < 1$ veya $H_1 = \delta < 1$(Seri durağandır.)

gibi gösterilebilir. Rasgele yürüyüş modeline ulaşmak için $\phi = 1$ olmalıdır. Bu şekilde serinin birim kökü olduğu da söylenebilir. Hipotez, yüksek mertebeden birim kök araştırması yapılsa da bir birim kökün varlığına ilişkin olacaktır. Zaman serilerinde trend tahmin edilebiliyorsa deterministik, edilemiyorsa stokastiktir.

Dickey-Fuller birim kök testi yapmak için üç farklı model kullanılabilir.

- **Random Walk Süreci**

Trend ve sabit terimin yer almadığı modeldir.

$$\Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t$$

- **Sabit Terimli Random Walk Süreci**

Sabit terimin yer aldığı modeldir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + e_t$$

- **Trendli ve Sabit Terimli Random Walk Süreci**

Trend ve sabit terimin birlikte yer aldığı modeldir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + e_t$$

Bu testlerin yanında hem birim kök'ün varlığını hem de trendin anlamlılığının test edildiği diğer bir model vardır. Bu model $\phi$ testidir.

- **$\boldsymbol{\phi}$ Testi**

Birim kök sınamasında kullanılan üç testin birlikte kullanılabildiği bir testtir. Kısıtlı ve kısıtsız modellerin karşılaştırılmasına yönelik bir F istatistiğidir.

F Testi,

$$\phi = \frac{[RSS(kısıtlı) - RSS(kısıtsız)]/r}{RSS(kısıtsız)/(T-k)} \tag{27}$$

RSS'ler kısıtlı ve kısıtsız olmak üzere hata karelerin toplamı,

R ; kısıtlama sayısı

T ; gözlem sayısı

k ; kısıtsız modeldeki parametre sayısı,

kısıtlı ve kısıtsız modellerin karşılaştırması için yapılan bu model için kurulacak hipotezler,

$$\gamma = \beta_1 = 0 \ \rightarrow \phi_1 \tag{28}$$

$$\gamma = \beta_1 = \beta_2 = 0 \ \rightarrow \phi_2$$

$$\gamma = \beta_2 = 0 \ \rightarrow \phi_3$$

örnek olarak, $\phi_1$ hipotezleri gösterilmek istenirse;

$H_0 : \ \Delta Y_t = \delta Y_{t-1} + e_t \ , H_0 : \ \beta_1 = \delta = 0$ (Sabit yok birim kök var.)

$H_1 : \ \Delta Y_t = \beta_1 + \delta Y_{t-1} + e_t \ , H_1 : \ \beta_1 = \delta \neq 0$ (Herhangi biri sıfırdan farklı)

- **Genişletilmiş Dickey-Fuller Testi**

Hata payları arasında korelasyon varsa, bunu aşmak için eşitliğin sağ tarafına bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerinin eşitliğin sağ tarafında olduğu bir modeldir.

$$\Delta Y_t = \beta_1 + \beta_2 t + \delta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \alpha_i \Delta Y_{t-i} + e_t \qquad (29)$$

burada gecikme sayısının belirlenmesinde çeşitli yaklaşımlar mevcuttur. Uygun gecikmenin belirlenmesi önemli olgulardan biridir.

**Optimal Gecikme Uzunluklarının Belirlenmesi**

Gecikme sayılarının belirlenmesinde çok kullanılan iki kriter mevcuttur.

**Akaike Bilgi Kriteri (AIC) :**

Minimum ortalama hata karesini kullanan bir kriterdir.Formülize edilmiş hali,

$$AIC(p) = In|\sum_u(p)| + \frac{2}{T} = In|\sum_u(p)| + \frac{2pK^2}{T} \qquad (30)$$

Kriteri minimum yapan p değeri, uygun gecikme sayısı olarak alınır.

**Schwartz Kriteri (SC) :**

Bayesyen yaklaşımdan ortaya çıkmış gecikme sayısı belirlemede kullanılan kriterlerden biridir.

$$SC(p) = In|\sum_u(p)| + \frac{InT}{T} pK^2 \qquad (31)$$

Kriteri minimum yapan p değeri, uygun gecikme sayısı olarak alınır. İki kriterin farklı gecikme sayılarını gösterdiği olabilir (Bozkurt, 2007).

## 2. KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Koşullu değişen varyans modelleri başlığı altında 4 farklı model incelenecektir. Bunlar ARCH, GARCH, TGARCH ve EGARCH modelleridir.

### 2.1. ARCH Modeli

Engle (1982) makalesinde ARCH yapısını literatüre tanıtmıştır. Bu yapı içinde değişkenin varyansı zamanla değişkenlik göstermektedir. Değişen varyanslılık, otoregresif bir yapı içinde şekillenmektedir (Bozkurt, 2007).

Birinci mertebeden otoregresif yapı,

$$y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \tag{32}$$

$e_t$ hata teriminin beyaz gürültü sürecine sahip olduğu varsayılır. Değişkenin koşullu olmayan ortalaması sıfır iken, koşullu ortalaması $\gamma y_{t-1}$ olacaktır. Koşullu olmayan varyans sabitken, koşullu varyans, tesadüfi değişkenin ($y_t$) geçmiş değerlerine bağlı olacaktır.

Model,

$$y_t = e_t y_{t-1} \tag{33}$$

şeklinde varsayıldığında, koşullu varyans $\sigma^2 y_{t-1}^2$ olacaktır (Bozkurt, 2007).

$$y_t = e_t h_t^{1/2} \tag{34}$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 y_{t-1}^2$$

$$\sigma(e) = 1$$

Yukarıdaki eşitlik, ARCH modelidir. Genel olarak gösterilmek istenirse,

$$h_t = h\big(y_{t-1}, y_{t-2}, \dots \dots, y_{t-p}, \alpha\big) \tag{35}$$

görünümü, p ‘inci dereceden ARCH görünümü olacaktır. (Engle : 1995).

Bağımlı değişken, p’ inci dereceden doğrusal otoregresif katsayılar ve hata teriminin geçmiş dönem varyansları ile gösterilecektir. Buna göre değişken, koşullu ortalama ($\mu_t$) ve koşullu varyans ($h_t$) ile ifade edildiğinde,

$$\mu_t = E(y_t | y_{t-1}) \tag{36}$$

$$h_t = E[(y_t - \mu_t)^2 | y_{t-1})]$$

Modelin tahmini koşullu ortalama ve varyansının tahminine bağlı olacaktır. Eğer varyans zaman içinde sabit kabul edilirse, koşullu olmayan varyans olarak kabul edilecektir (Bozkurt, 2007).

ARCH modelinde, koşullu varyans ve koşullu olmayan varyans arasındaki farklılık önemlidir. Koşullu varyans, hata terimlerinin geçmiş değerleri kullanılarak elde edilirken, koşullu olmayan varyans, sabit kabul edilmektedir (Bozkurt, 2007).

Bir ARCH yapısını (10) nolu eşitlik şeklinde düşündüğümüzde,

$$y_t|y_{t-1} \sim N(y_{t-1}, \beta, h_t) \quad (37)$$

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1}^2 + \alpha_2 e_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_p e_{t-p}^2$$

$$e_t = y_t - y_{t-1}\beta$$

varyansın sabit olacağını düşünmek yanıltıcı olur(Enders:1983, 139-140). Bağımlı değişkenin varyansı, gözlemlenmiş değerler üzerine koşullu bir duruma gelecektir (Bozkurt, 2007 , s. 61-64).

$$\sigma(y_{t+1}|y_t) = y_t^2 \sigma^2 \quad (38)$$

Bir değişkene ait seri için öncelikle ARCH etkisinin varolup olmadığı belirlenmelidir. Bunun için LM testi kullanılması uygundur (Maddala, 251).

$$y_t = \sum_{i=1}^{k} x_{it}\beta_i + e_t \quad (39)$$

$$e_t = \rho_1 e_{t-1} + \rho_2 e_{t-2} + \cdots + \rho_p e_{p-1} + u_t$$

$$e_t \sim N(0, \sigma^2).$$

LM testinde;

$$H_0 = \rho_1 = \rho_2 = \cdots = \rho_p = 0 \quad (40)$$

LM testi hipotezi (11) nolu eşitlikte gösterilmektedir. $H_0$ hipotezi kabul edildiği zaman otokorelasyon yok demektir.

### 2.2. GARCH Modeli

Bollerslev (1986,1987) ‘de, Engle (1982) ‘de ele alınan ARCH modelinin temel özelliklerini taşıyan GARCH modeli ortaya konmuştur. Geleneksel ekonometrik modellerde, varyansın sabit olduğu varsayılırken, ARCH modelinde, geçmiş hataların bir fonksiyonu sayılan koşullu varyansın zaman içinde değişebileceğinden bahsedilmektedir. Model, ARCH modelinde yer alan varyans eşitliğinin ARMA yapısı ile ifade edilmesi üzerinedir (Bozkurt, 2007).

GARCH(p,q) modeli, eşitlik (15) ‘deki özelliklere sahip olmalıdır.

$$E_t|\psi_{t-1} \sim N(0, \sigma_t), \quad (41)$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_0 + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \, e_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \, \sigma_{t-i}^2$$

$$\sigma_t^2 = \sigma_0 + \alpha(L)e_t^2 + \beta(L)\sigma_t^2$$

Modelde,

$$p \geq 0, q > 0 \quad (42)$$

$\alpha_0 > 0, \alpha_i \geq 0,\ i = 1, \dots \dots, q.$

$\beta_i \geq 0,\ \ i = 1, \dots \dots, p.$

eğer, p=0 ise, ARCH modeli, p=q=0 eşitliği varsa, hata teriminin beyaz gürültü sürecine sahip olduğundan söz edilecektir.

ARCH modeline ait olan varyans eşitliğinde, koşullu varyans hem hata terimlerinin gecikmeleri, hem de varyansın kendi gecikmeleri ile ifade edilmektedir. Bu eşitlikte, Drost-Nijman (1991) 'de ifade edildiği gibi, eşitlikteki tüm $\alpha$ ve $\beta$ parametrelerinin,

$$\sigma_t^2 = \phi(L)e_t^2 = \left(1 - \beta(L)\right)^{-1}\alpha(L)e_t^2 \qquad (43)$$

negatif olmaması gerekmektedir. Bu sürecin durağanlığı, denklemin köklerinin birim çemberin dışına çıkması $(\beta(\lambda) = 1)$ ile sağlanacaktır. Köklerin birim çember içinde olması durumunda durağanlık koşulu sağlanamayacaktır (Bozkurt, 2007).

Bir GARCH(1,1) dürecinde,

$$\alpha(1) + \beta(1) < 1 \qquad (44)$$

Sağlanırsa, hatanın kovaryansının durağan olduğu söylenebilir. Bu yapı hata terimlerinin ardışık bağımlı olmadığı bir yapıdır. (Bollerslev:1992).

GARCH modeli, gecikmeli koşullu varyansların modele girişine izin vererek, belirsizliği ortaya koymaya çalışır. ARCH yapısı genişletilerek, daha fazla geçmiş bilgi ve daha esnek bir gecikme yapısı belirlenmiş olur. Böylece, koşullu varyans tahmin edilmiş olur (Bozkurt, 2007).

Box-Jenkins (1976)'da klasik ARMA modelinin tanımlanmasında, gecikme yapılarının belirlenmesinde otokorelasyon fonksiyonlarının önemine dikkat çekilmiştir. GARCH modelinin tanımlanmasında bu fonksiyonları kullanılması mümkündür.

$$\rho_n = \sum_{i=1}^{k} \Phi_{ki}\,\rho_{n-i}, n = 1, \dots, k., \qquad (45)$$

$\phi_{kk} \neq 0, k \leq q,$

$\phi_{kk} = 0, k > q.$

Yukarıdaki eşitlik, bir AR(q) süreci için kısmi otokorelasyonu gösteren bir yapıdır. GARCH(p,q) yapısı için de hata terimlerinin karesi sıfırdan farklı olacak ve ilgili gecikmeden sonra anlamsız olacaktır (Bozkurt, 2007).

Logaritmik En Çok Benzerlik fonksiyonunu T gözlem için elde ederken, aşağıdaki eşitliklere ulaşılır.

$$L_T(\theta) = T^{-1} \sum_{t=1}^{T} l_t(\theta), \qquad (46)$$

$$l_t(\theta) = -\frac{1}{2}logh_t - \frac{1}{2}e_t^2 h_t^{-1}$$

$$\frac{\partial h_t}{\partial \omega} = z_t + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \frac{\partial h_{t-i}}{\partial \omega}. \quad (47)$$

$B_1$<1 koşulu, durağanlığı sağlayacaktır.

$$\frac{\partial h_t}{\partial b} = -2\sum_{j=1}^{q} \alpha_j x_{t-j} e_{t-j} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \frac{\partial h_{t-i}}{\partial b} \quad (48)$$

Son eşitlikte, ardışık kısım ilave edildiği ARCH(q) modeli haline dönüşecektir (Bozkurt, 2007 : 65-68).

### 2.3. TGARCH Modeli

Eşiksel koşullu varyansı irdelemeye yönelik ve pozitif şoklarla negatif şokların etkisinin simetrik olmadığını dikkate alarak kaldıraç etkisini hesaba katan diğer GARCH modeli, eşiksel GARCH (TGARCH: Threshold GARCH) Zakoian (1994) tarafından önerilmiştir. TGARCH modelinde, koşullu varyans bir işaret fonksiyonu olup, farklı yönlerde ve büyüklüklerde yapıyı modellemede kullanılabilmektedir. Bu durumda yeni değişkenin katsayısının istatistiksel olarak anlamlı olması durumunda, koşullu varyanstaki ARCH etkisi ortaya çıkmış olur (Kızılsu, Aksoy, Kasap, 2001).

TGARCH(p,q) modeli,

$$S_{t-i} = \begin{cases} 1 & \varepsilon_{t-i} < 0 \; ise \\ 0 & \varepsilon_{t-i} \geq 0 \; ise \end{cases} \quad (49)$$

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p} \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} \gamma_i S_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{p} B_j h_{t-j}$$

İle ifade ederiz (Kökcen, 2010). Böyle bir modelde eğer $\gamma_i \neq 0$ ise yeni haberlerin etkisinin farklı olacağı söylenir. Bununla birlikte olumlu haberin etkisi $\alpha_i$ kadar olurken, olumsuz haberin etkisi $\alpha_i + \gamma_i$ kadar olacaktır. $\gamma_i$ >0 ise olumsuz haberin volatilite üzerindeki etkisinin olumlu haberin etkisinden daha fazla olacağını yani i'inci düzeyden kaldıraç etkisinin olduğu söylenir. Diğer taraftan, $\gamma_i = 0$ ise, yeni haberlerin volatilite üzerindeki etkisinin asimetrik olmadığı anlamına gelir (Özden, 2008).

### 2.4. EGARCH Modeli

Koşullu varyansın negatif olmama zorunluluğunu sağlamak amacıyla, Nelson(1991) tarafından koşullu varyansın tanımlanmasında yeni bir matematiksel fonksiyon kullanılmış ve GARCH modellerine ait üç eleştiri tanıtılmıştır: İlk olarak zamanın her noktasında pozitif varyans sağlamak için, parametre kısıtları gerekmektedir. İkinci olarak, standart GARCH modeli şoklara karşı asimetrik bir tepkiye izin vermemekte ve son olarak, sürekliliği ölçmek zordur; çünkü bu model güçlü ama zayıf durağan değildir (Terasvirta, 2009). Bu eleştirileri ortadan kaldıran, ARMA(p,q) modellerinin kısıtlanmış hali olan ve volatilite üzerindeki şokların etkisini asimetrik olarak göstermek için elde edilen bu yeni model Üssel GARCH olarak adlandırılmaktadır (Bozkurt, 2007). EGARCH modeli;

$$\log(h_t) = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \log(h_{t-j}) + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \frac{|u_{t-i}|}{\sqrt{h_{t-i}}} + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \frac{u_{t-i}}{\sqrt{h_{t-i}}} \qquad (50)$$

Olarak gösterilmektedir. EGARCH Modelinde koşullu değişen varyansın logaritması alındığından parametreler pozitif olmaktadır. Burada $\gamma_i \neq 0$ ise, asimetrik etkinin bulunduğunu ve $\gamma_i < 0$ ise kaldıraç etkisinin olduğunu yani aynı büyüklükteki negatif şokların volatiliteye etkisinin pozitif şoklardan daha fazla olduğunu işaret etmektedir (Özden, 2008).

# 3. TÜRKİYE'DEKİ DOLAR KURU ANALİZİ

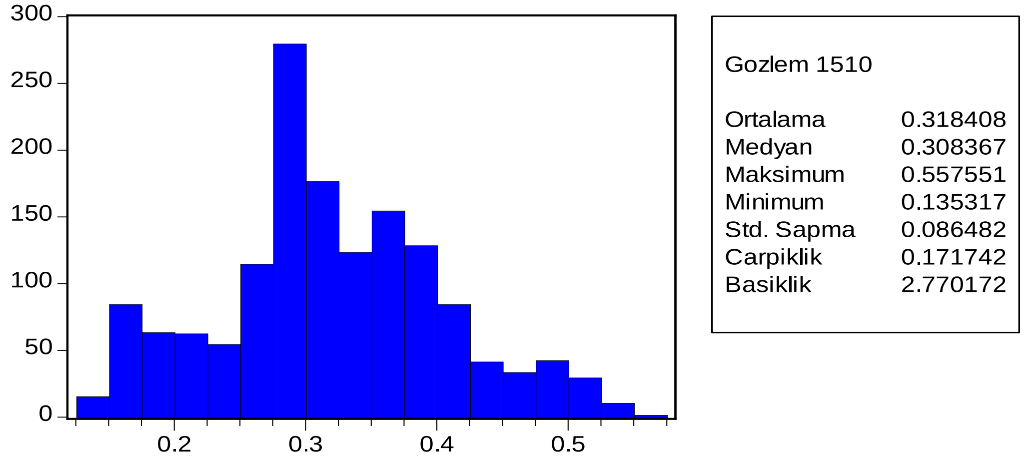
Türkiye'deki dolar kuru analizi, logaritmik dolar alış kuru olarak 3 farklı seri halinde incelenecektir. 2003-2008 arası, 2008-2013 arası ve son olarak ilk iki serinin birleşimi 2003-2013 olarak incelenecektir.

## 3.1. Dolar Kuru Analizi (02.01.2003-31.12.2008) Tarihleri Arası

02.01.2003-31.12.2008 tarihleri arası işleme açık olan 1510 günlük dolar alış kuru değerleri incelenip, volatilitesi modellenmeye çalışılacaktır.

### 3.1.1. Tanımlayıcı İstatistiklerin Açıklanması

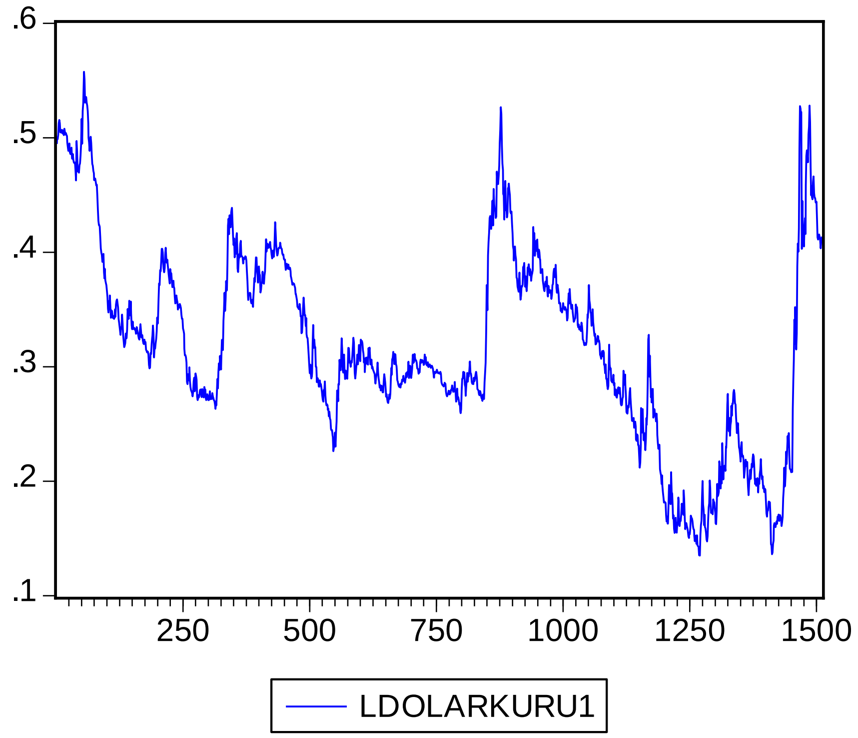
Türkiye'deki dolar kuru volatilitesini incelemek amacıyla Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası 02.01.2003 – 31.12.2008 tarihleri arası günlük dolar kuru alış verileri baz alınarak işleme açık olan 1510 gün analize tabi tutulmuştur. Bu tarihler arasındaki dolar alış kuru serisine dolarkuru1 adı verilmiştir. Ayrıca bunu A modeli olarak isimlendirebiliriz. Verinin logartiması alınıp işlemlere bu şekilde devam edildiğinin bilinmesinde fayda vardır. Eviews 5.1 programı kullanılarak işlemler gerçekleştirilmiştir.




**Şekil 1 : Türkiye'deki dolar alış kuru logaritmik değerlerin 1510 günlük karakteristik değerleri**

Bu tarihler arasında logaritmik dolar alış kuru verilerinin ortalaması 0,32 olarak bulunmuştur. Bunun yanında maksimum değer 0,56 ve minimum değer 0,13 olarak saptanmıştır.

Tüm bunların yanında basıklık değeri 2,77 olarak bulunmuştur. Yani normal dağılıma yakın fakat normal dağılımdan biraz daha basık olduğu düşünülebilir. Çarpıklık değeri ise 0,17 olarak bulunmuştur. Bu da serinin simetriğe yakın bir seri olduğunu göstermektedir.




**Şekil 2 : Türkiye'deki dolar alış kuru logaritmik değerlerin 1510 günlük grafiği (A Modeli)**

Şekil 2'de verinin grafiği ile günlük dolar kuru verisinin durağan olmadığı görülmektedir. Bu aşamadan sonra öncelikle Augmented Dickey-Fuller testi ile birim kök 'ün varlığı sınanacaktır.

**Tablo 1 : Augmented Dickey-Fuller testi sonuçları(A Modeli)**

| | | t-İstatistiği | P.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller Test İstatistiği | | -2.5417 | 0.1058 |
| Kritik Test Değerleri : | 1% | -3.4344 | |
| | 5% | -2.8632 | |
| | 10% | -2.5677 | |

Augmented Dickey-Fuller testi ile birim kökün varlığına baktığımızda olasılık değerinin (p) , 0,11 olduğunu görmekteyiz ve %5 anlamlılık düzeyinde 0,05' ten büyük olduğundan $H_0$ hipotezini kabul ediyoruz. Yani birim kök serimizde mevcuttur. Zaten Şekil 2 'deki grafik te bunu açıkça göstermekteydi.

$H_0$ : Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

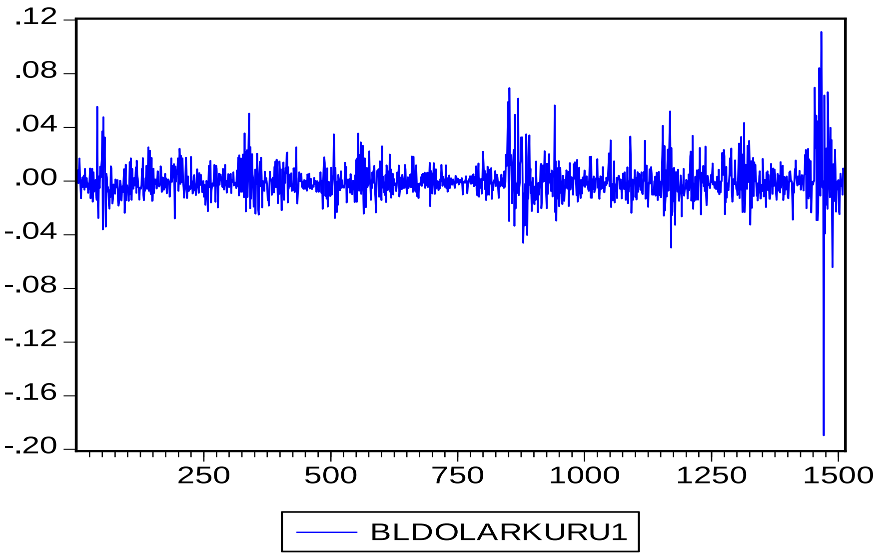
$H_1$ : Seri durağandır. Birim kök yoktur.

Serinin birinci farklarını aldığımızda ise birim kökten kurtulduğumuzu görüyoruz. Yeni p değerimiz 0,0000 olarak karşımıza çıkmakta ve $H_0$ hipotezini kabul edemediğimizden birim kökten kurtulduğumuzu , yani serinin artık durağan olduğunu söyleyebiliriz.

Seriyi durağanlaştırdıktan sonra grafik gösterimine tekrar bakmamızda fayda vardır. Şekil 3 'de açıkça serideki değişimi görebiliriz. Asıl konumuz olan volatilite için de Şekil 3 'den faydalanabiliriz. Volatil yapının kendini gösterdiği açıkça bellidir.

**Tablo 2 : Augmented Dickey-Fuller testi birinci farklar sonuçları(A Modeli)**

| | | t-İstatistiği | P.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller Test İstatistiği | | -38.135 | 0.0000 |
| Kritik Test Değerleri: | 1% | -3.4344 | |
| | 5% | -2.8632 | |
| | 10% | -2.5677 | |




**Şekil 3 : Türkiye'deki durağanlaştırılmış dolar kuru logaritmik değerlerin 1510 günlük grafiği(A Modeli)**

### 3.1.2. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelinin Belirlenmesi

Seriyi durağan hale getirdikten sonraki aşamada koşullu ortalama denklemini tahmin etmemiz gerekmektedir. Bunun için farklı birçok yöntem vardır fakat en çok kullanılan En Küçük Kareler Yöntemidir. Burada En Küçük Kareler Yöntemi kullanarak koşullu ortalama denklemini tahmin etmek için ARIMA modellerine başvurmamız gerekecektir. Tabiki otokorelasyon burada önemli bir olgudur. Tablo 3 ‘de tahmin denklemi gözükmektedir. Parametreler anlamlıdır (P=0 < 0,05 , $H_0$ red) ve en iyi tahmin denklemi ARIMA(2,1,2) olarak tahmin edilmiştir.

$H_0$ : Parametre anlamsızdır.

$H_1$ : Parametre anlamlıdır.

**Tablo 3 : ARIMA(2,1,2) modeli(A Modeli)**

| Değişken | Katsayılar | Std. Hata | t-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0001 | 0.0005 | 0.2022 | 0.8398 |
| AR(2) | 0.9838 | 0.0183 | 53.5620 | 0.0000 |
| MA(2) | - 0.9791 | 0.0205 | -47.7395 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-kare | 0.0026 | B. Değişkenin Ort. | 0.0001 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.0013 | B. Değişkenin Std H. | 0.0140 |
| Regresyonun Std. H. | 0.0141 | Akaike bilgi kriteri | -5.6866 |
| Ortalama Hata Kare | 0.2980 | Schwarz kriteri | -5.6760 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 4287.8864 | F-istatistiği | 1.9855 |
| Durbin-Watson | 1.9580 | P(F-istatistiği) | 0.1377 |

Model tahmini gerçekleştirdikten sonra volatiliteyi incelemeye devam edebiliriz. Artık modelin hata terimlerini kullanarak hareket etmemiz gerekmektedir. Volatilite için kullanılan ARCH modelleri için öncelikle ARCH etkisinin olup olmadığını kontrol etmek adına ARCH LM testi yapılacaktır. Tablo 4’den sonuç tablosunu inceleyebiliriz.

### 3.1.3. Koşullu Değişen Varyans Modelinin Belirlenmesi

**Tablo 4 : ARCH LM Testi (A Modeli)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-istatistiği | 29.2690 | P. F(1,1504) | 0.0000 |
| Gözlem Sayısı*R-kare | 28.7485 | P. Ki-Kare(1) | 0.0000 |

$H_0$ : ARCH etkisi yoktur.

$H_1$ : ARCH etkisi vardır.

Tablo 4’den p = 0 değeri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ hipotezini reddederek ARCH etkisi vardır diyebiliriz. Zaten volatilitenin olduğu durumlarda çoğu zaman ARCH etkisinin de olduğunu söyleyebiliriz.

Bu aşamadan sonra dolar kurundaki volatiliteye çözüm bulmak adına koşullu değişen varyans modelleri olan ARCH, GARCH, TARCH(GJR-GARCH) ve EGARCH modellerini inceleyeceğiz.

Bu modeller arasından en iyi temsil gücüne sahip modeli seçmek için Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriterine bakmak gerekmektedir. Kriter değeri, sayı değeri olarak en küçük çıkan model, en iyi model olarak karşımıza çıkacaktır. Ek olarak TARCH ve EGARCH modelleri volatilite üzerinde asimetrik etki olduğunda kullanılması daha doğrudur. Bu iki modeli kullanırken diğer bir taraftan da asimetrik etki varlığını araştırmış olacağız.

Tüm modellere bakıp en iyi modeli değerlendirdikten sonra hata terimlerindeki otokorelasyon ve ARCH etkisi ortadan kalkarsa, volatilite için çözümleyici bir model belirlendiğini söyleyebiliriz.

**Tablo 5 : ARCH(1) Modeli(A Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0010 | 0.0001 | -5.7550 | 0.000 |
| AR(2) | 0.7371 | 0.0222 | 33.1563 | 0.000 |
| MA(2) | -0.8371 | 0.0167 | -50.1165 | 0.000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 9.57E-05 | 2.51E-06 | 38.1365 | 0.0000 |
| ARCH(1) | 0.7559 | 0.0433 | 17.4472 | 0.0000 |
| R-kare | 0.0625 | B. Değişkenin Ort. | | 8.92E-06 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.0653 | B. Değişkenin Std. H. | | 0.0140 |
| Regresyonun Std. H. | 0.0145 | Akaike bilgi kriteri | | -5.8866 |
| Ortalama Hata Kare | 0.3175 | Schwarz kriteri | | -5.8690 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 4440.568 | F-istatistiği | | 1.9418 |

Tablo 5'deki ARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değeri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametre anlamlı diyebiliriz. Buradaki model ARCH(1) 'dir. Model anlamlı olduğundan Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriteri diğer modellerle karşılaştırmak adına bizim için önem arz etmektedir. Sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -5,8866 ve Schwarz Kriteri = -5,8690 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise $h_t = (9.57E-05) + 0.7559\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$ şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 6 : GARCH(1,1) Modeli(A Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0006 | 0.0002 | -2.6953 | 0.0070 |
| AR(2) | 0.4656 | 0.3989 | 1.1671 | 0.2431 |
| MA(2) | -0.4938 | 0.3905 | -1.2647 | 0.2060 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 4.18E-06 | 6.73E-07 | 6.2212 | 0.0000 |
| ARTIK(-1)^2 | 0.1813 | 0.0146 | 12.4173 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.8113 | 0.0099 | 81.4370 | 0.0000 |
| R-kare | 0.0030 | B. Değişkenin Ort. | | 8.92E-05 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.0063 | B. Değişkenin Std. H. | | 0.0140 |
| Regresyonun Std. H. | 0.0141 | Akaike bilgi kriteri | | -6.1759 |
| Ortalama Hata Kare | 0.2997 | Schwarz kriteri | | -6.1547 |
| Log En Çok Olabilirlik | 4659.546 | F-istatistiği | | 1.9584 |

Tablo 6’daki GARCH(1,1) modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model GARCH(1,1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -6,1759 ve Schwarz Kriteri = -6,1547 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise $h_t = (4.18E - 06) + 0.1813\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8113h_{t-1}$ şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 7 : TGARCH ( GJR-GARCH) (1,1) Modeli(A Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0003 | 0.0002 | -1.2069 | 0.2275 |
| AR(2) | -0.6861 | 0.5319 | -1.2897 | 0.1971 |
| MA(2) | 0.6876 | 0.5320 | 1.2923 | 0.1962 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 6.16E-06 | 8.12E-07 | 7.5900 | 0.000 |
| ARTIK(-1)^2 | 0.2248 | 0.0221 | 10.1671 | 0.000 |
| ARTIK(-1)^2*(ARTIK(-1)<0) | -0.1525 | 0.0235 | -6.4909 | 0.000 |
| GARCH(-1) | 0.8137 | 0.0103 | 78.6293 | 0.000 |
| R-kare | 0.0002 | B. Değişkenin Ort. | | 8.92E-05 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.0037 | B. Değişkenin | | 0.0140 |
| Regresyonun Std. H. | 0.0141 | Akaike bilgi kriteri | | -6.1877 |
| Ortalama Hata Kare | 0.2987 | Schwarz kriteri | | -6.1630 |
| En çok benzerlik | 4669.457 | F-istatistiği | | 0.0679 |

Tablo 7’deki TGARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model TGARCH(1,1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -6,1877 ve Schwarz Kriteri = -6,1630 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise ;

$$h_t = (6.16E - 06) + 0.2248\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8137h_{t-1} - 0.1525\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$

şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 8 : EGARCH (1,1) Modeli(A Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0003 | 0.0002 | -1.2425 | 0.2140 |
| AR(2) | -0.7231 | 0.2147 | -3.3670 | 0.0008 |
| MA(2) | 0.7483 | 0.2093 | 3.5738 | 0.0004 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C(4) | -0.5839 | 0.0460 | -12.6921 | 0.000 |
| C(5) | 0.2735 | 0.0200 | 13.6454 | 0.000 |
| C(6) | 0.0937 | 0.0135 | 6.9115 | 0.000 |
| C(7) | 0.9576 | 0.0049 | 192.2045 | 0.000 |
| R-kare | 0.0004 | B. Değişkenin Ort. | | 8.92E-05 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.0045 | B. Değişkenin Std. H | | 0.0140 |
| Regresyonun Std. H. | 0.0141 | Akaike bilgi kriteri | | -6.1767 |
| Ortalama Hata Kare | 0.2989 | Schwarz kriteri | | -6.1520 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 4661.134 | F-istatistiği | | 1.9645 |

Tablo 8'deki EGARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model EGARCH(1,1) 'dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -7,0835 ve Schwarz Kriteri = -7,0709 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise;

$$Lnh_t = -0.5839 + 0.2735Lnh_{t-1} + 0.0937\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}\right| + 0.9576\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}$$

şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 9 : ARCH Modellerinin Karşılaştırma Tablosu(A Modeli)**

| | ARCH(1) | GARCH(1,1) | TGARCH(1,1) | EGARCH(1,1) |
|---|---|---|---|---|
| Akaike Bilgi Kriteri | -5,8866 | -6,1759 | -6,1877 | -6,1767 |
| Schwarz Kriteri | -5,8690 | -6,1547 | -6,1630 | -6,1520 |

Tablo 9 'da ARCH modellerini karşılaştırma işlemini kolaylaştırma adına genel bir tablo düzenlenmiştir. Burada sayısal olarak en küçük Kriter değerleri bize en iyi modeli verecektir. Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriterine göre en iyi model TGARCH(1,1) modeli olduğu açıkça gözükmektedir. Aslında buradan anlaşılan 02.01.2003 – 31.12.2008 dolar alış kuru volatilitesinin asimetrik etkiye sahip olduğudur. Çünkü; TGARCH modeli asimetrik etki olduğunda anlamlı çıkmaktadır.

### 3.1.4. Hata Terimlerinde ARCH Etkisi ve Otokorelasyon Sınaması

**Tablo 10 : TGARCH Modeli hataları için ARCH LM Testi (A Modeli)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-istatistiği | 0.0473 | P. F(1,1504) | 0.8277 |
| Gözlem Sayısı*R-kare | 0.0474 | P. Ki-Kare(1) | 0.8276 |

$H_0$ : ARCH etkisi yoktur.

$H_1$ : ARCH etkisi vardır.

Tablo 10 ’da TGARCH(1,1) modelinin hata terimlerine uygulanan ARCH LM testi sonuçlarını göstermektedir. Buradan da anlaşılacağı üzere dolar kuru volatilitesinin incelenmesinde ARCH modellerinin veya ARCH ailesi modellerinin etkisi kaçınılmazdır.

Tablo 10’dan p = 0,83 değeri 0,05 ‘ten büyük olduğundan $H_0$ hipotezini kabul ederek ARCH etkisi yoktur diyebiliriz. Başta varolan ARCH etkisini ortadan kaldırmış bulunmaktayız.

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.006 | 0.006 | 0.0475 | |
| | | 2 | -0.017 | -0.017 | 0.4894 | |
| | | 3 | 0.008 | 0.008 | 0.5821 | 0.445 |
| | | 4 | -0.012 | -0.013 | 0.8080 | 0.668 |
| | | 5 | -0.004 | -0.003 | 0.8312 | 0.842 |
| | | 6 | -0.005 | -0.005 | 0.8623 | 0.930 |
| | | 7 | -0.014 | -0.014 | 1.1543 | 0.949 |
| | | 8 | -0.028 | -0.028 | 2.3727 | 0.882 |
| | | 9 | 0.038 | 0.038 | 4.6221 | 0.706 |
| | | 10 | 0.016 | 0.014 | 4.9941 | 0.758 |
| | | 11 | -0.010 | -0.009 | 5.1556 | 0.821 |
| | | 12 | 0.009 | 0.009 | 5.2890 | 0.871 |
| | | 13 | 0.042 | 0.042 | 7.9886 | 0.714 |
| | | 14 | -0.003 | -0.002 | 7.9982 | 0.785 |
| | | 15 | -0.007 | -0.006 | 8.0732 | 0.839 |
| | | 16 | -0.020 | -0.021 | 8.7076 | 0.849 |
| | | 17 | 0.013 | 0.017 | 8.9632 | 0.879 |
| | | 18 | 0.060 | 0.059 | 14.480 | 0.563 |
| | | 19 | 0.015 | 0.014 | 14.834 | 0.607 |
| | | 20 | -0.012 | -0.009 | 15.056 | 0.658 |
| | | 21 | -0.032 | -0.030 | 16.591 | 0.618 |
| | | 22 | 0.010 | 0.007 | 16.744 | 0.670 |
| | | 23 | -0.025 | -0.027 | 17.716 | 0.667 |
| | | 24 | 0.009 | 0.011 | 17.846 | 0.715 |
| | | 25 | 0.000 | 0.002 | 17.846 | 0.766 |
| | | 26 | 0.003 | 0.006 | 17.865 | 0.810 |
| | | 27 | -0.029 | -0.035 | 19.166 | 0.789 |
| | | 28 | -0.015 | -0.018 | 19.522 | 0.814 |
| | | 29 | -0.012 | -0.012 | 19.745 | 0.841 |
| | | 30 | -0.005 | -0.004 | 19.786 | 0.872 |
| | | 31 | -0.013 | -0.020 | 20.033 | 0.892 |
| | | 32 | -0.023 | -0.023 | 20.849 | 0.893 |
| | | 33 | -0.006 | -0.004 | 20.905 | 0.914 |
| | | 34 | -0.016 | -0.014 | 21.310 | 0.925 |
| | | 35 | 0.028 | 0.024 | 22.496 | 0.916 |
| | | 36 | -0.010 | -0.013 | 22.638 | 0.932 |

**Şekil 4 : TGARCH Modeli Hatalarının Otokorelasyon Grafiği (A Modeli)**

Aynı şekilde hata terimlerindeki otokorelasyonun da kalktığını söyleyebiliriz. P değerlerinin hepsi 0,05’ten büyük olduğundan otokorelasyon olmadığı söylenebilir. Aynı kanıya grafikten bakarak ta ulaşabiliriz.

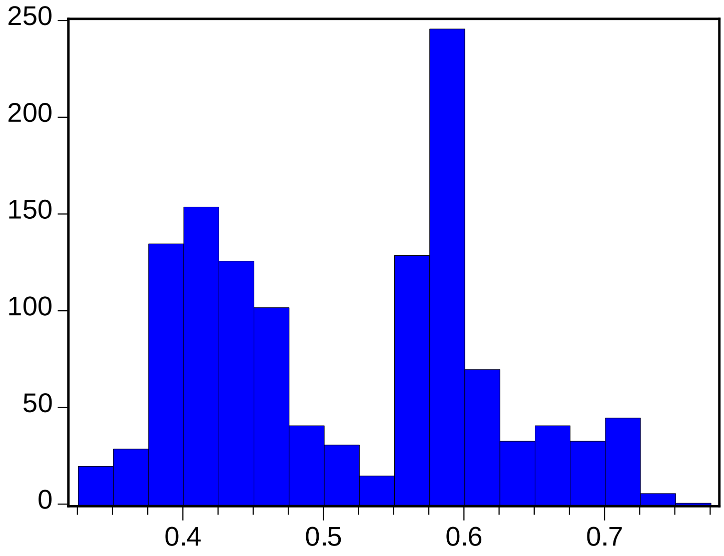
Sonuç olarak 02.01.2003 – 31.12.2008 Dolar Alış Kuru (Model A) Serisini TGARCH(1,1) Modelini kullanarak modellememiz gerektiğini görmüş bulunmaktayız.

## 3.2. Dolar Kuru Analizi (02.01.2009-30.12.2013) Tarihleri Arası

02.01.2003-31.12.2008 tarihleri arası işleme açık olan 1510 günlük dolar alış kuru değerleri incelenip, volatilitesi modellenmeye çalışılacaktır.

### 3.2.1. Tanımlayıcı İstatistiklerin Açıklanması

Türkiye’deki dolar kuru volatilitesini incelemek amacıyla Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası 02.01.2009 – 30.12.2013 tarihleri arası günlük dolar kuru alış verileri baz alınarak işleme açık olan 1257 gün analize tabi tutulmuştur. Bu tarihler arasındaki dolar alış kuru serisine dolarkuru2 adı verilmiştir. Ayrıca bunu B modeli olarak isimlendirebiliriz. Verinin logartiması alınıp işlemlere bu şekilde devam edildiğinin bilinmesinde fayda vardır. Eviews 5.1 programı kullanılarak işlemler gerçekleştirilmiştir.

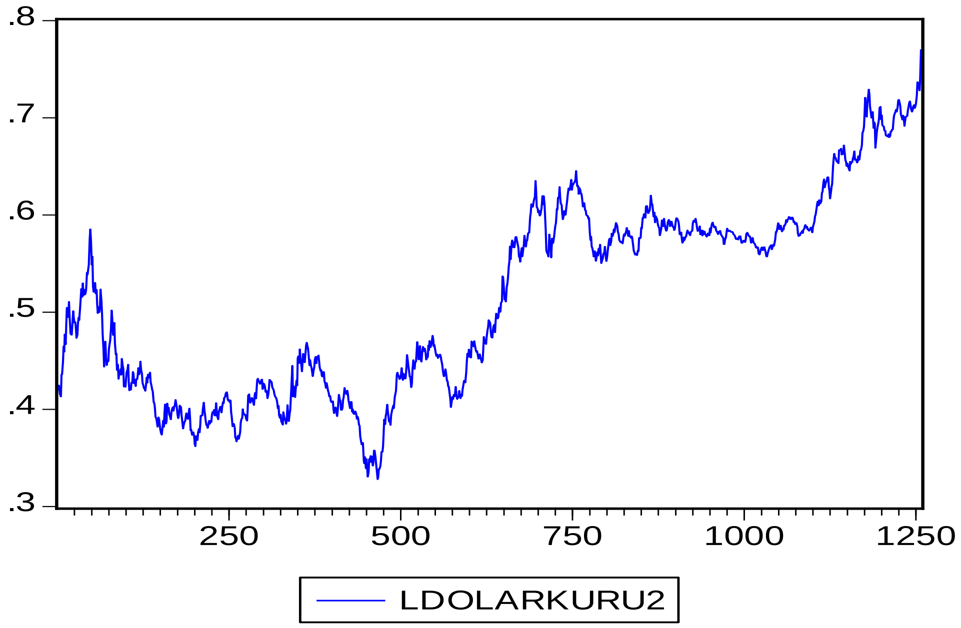



| Gozlem 1257 | |
|---|---|
| Ortalama | 0.514845 |
| Medyan | 0.518079 |
| Maksimum | 0.770293 |
| Minimum | 0.328152 |
| Std. Sapma | 0.100611 |
| Carpiklik | 0.177567 |
| Basiklik | 1.876426 |

**Şekil 5 : Türkiye’deki dolar alış kuru logaritmik değerlerin 1257 günlük karakteristik değerleri**

Bu tarihler arasında logaritmik dolar alış kuru verilerinin ortalaması 0,51 olarak bulunmuştur. Bunun yanında maksimum değer 0,77 ve minimum değer 0,32 olarak saptanmıştır.

Tüm bunların yanında basıklık değeri 1,88 olarak bulunmuştur. Yani normal dağılıma yakın olmadığı ve normal dağılımdan daha basık olduğu düşünülebilir. Çarpıklık değeri ise 0,18 olarak bulunmuştur. Bu da serinin simetriğe yakın bir seri olduğunu göstermektedir.




**Şekil 6 : Türkiye'deki dolar alış kuru logaritmik değerlerin 1257 günlük grafiği (B Modeli)**

Şekil 6'da verinin grafiği ile günlük dolar kuru verisinin durağan olmadığı görülmektedir. Bu aşamadan sonra öncelikle Augmented Dickey-Fuller testi ile birim kök 'ün varlığı sınanacaktır.

**Tablo 11 : Augmented Dickey-Fuller testi sonuçları(B Modeli)**

| | | t-İstatistiği | P.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller Test İstatistiği | | -0.0170 | 0.9559 |
| Kritik Test Değerleri : | 1% | -3.4353 | |
| | 5% | -2.8636 | |
| | 10% | -2.5679 | |

Augmented Dickey-Fuller testi ile birim kökün varlığına baktığımızda olasılık değerinin (p) , 0,96 olduğunu görmekteyiz ve %5 anlamlılık düzeyinde 0,05’ ten büyük olduğundan $H_0$ hipotezini kabul ediyoruz. Yani birim kök serimizde mevcuttur. Zaten Şekil 6 ‘daki grafik te bunu açıkça göstermekteydi.

$H_0$ : Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

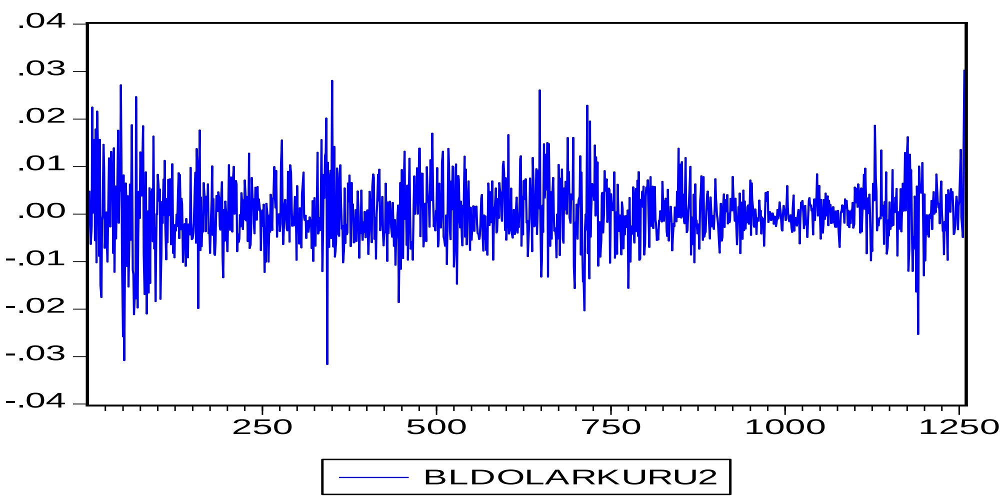
$H_1$ : Seri durağandır. Birim kök yoktur.

Serinin birinci farklarını aldığımızda ise birim kökten kurtulduğumuzu görüyoruz. Yeni p değerimiz 0,0000 olarak karşımıza çıkmakta ve $H_0$ hipotezini kabul edemediğimizden birim kökten kurtulduğumuzu , yani serinin artık durağan olduğunu söyleyebiliriz.

Seriyi durağanlaştırdıktan sonra grafik gösterimine tekrar bakmamızda fayda vardır. Şekil 7 ‘de açıkça serideki değişimi görebiliriz. Asıl konumuz olan volatilite için de Şekil 7 ’den faydalanabiliriz. Volatil yapının kendini gösterdiği açıkça bellidir.

**Tablo 12 : Augmented Dickey-Fuller testi birinci farklar sonuçları(B Modeli)**

| | | t-İstatistiği | P.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller Test İstatistiği | | -34.048 | 0.0000 |
| Kritik Test Değerleri: | 1% | -3.4353 | |
| | 5% | -2.8636 | |
| | 10% | -2.5679 | |




**Şekil 7 : Türkiye’deki durağanlaştırılmış dolar kuru logaritmik değerlerin 1257 günlük grafiği(B Modeli)**

### 3.2.2. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelinin Belirlenmesi

Seriyi durağan hale getirdikten sonraki aşamada koşullu ortalama denklemini tahmin etmemiz gerekmektedir. Bunun için farklı birçok yöntem vardır fakat en çok kullanılan En Küçük Kareler Yöntemidir. Burada En Küçük Kareler Yöntemi kullanarak koşullu ortalama denklemini tahmin etmek için ARIMA modellerine başvurmamız gerekecektir. Tabiki otokorelasyon burada önemli bir olgudur. Tablo 3 'de tahmin denklemi gözükmektedir. Parametreler anlamlıdır ($P=0 < 0,05$ , $H_0$ red) ve en iyi tahmin denklemi ARIMA(2,1,2) olarak tahmin edilmiştir.

$H_0$ : Parametre anlamsızdır.

$H_1$ : Parametre anlamlıdır.

**Tablo 13 : ARIMA(2,1,2) modeli(B Modeli)**

| Değişken | Katsayılar | Std. Hata | t-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0002 | 0.0002 | 1.4689 | 0.1421 |
| AR(2) | -0.9606 | 0.0135 | -70.9873 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.9794 | 0.0110 | 88.9869 | 0.0000 |
| R-kare | 0.014660 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000278 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.013085 | B. Değişkenin Std H. | | 0.006749 |
| Regresyonun Std. H. | 0.006704 | Akaike bilgi kriteri | | -7.169736 |
| Ortalama Hata Kare | 0.056230 | Schwarz kriteri | | -7.157454 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 4498.425 | F-istatistiği | | 9.306479 |
| Durbin-Watson | 1.922454 | P(F-istatistiği) | | 0.000097 |

Model tahmini gerçekleştirdikten sonra volatiliteyi incelemeye devam edebiliriz. Artık modelin hata terimlerini kullanarak hareket etmemiz gerekmektedir. Volatilite için kullanılan ARCH modelleri için öncelikle ARCH etkisinin olup olmadığını kontrol etmek adına ARCH LM testi yapılacaktır. Tablo 14'ten sonuç tablosunu inceleyebiliriz.

**Tablo 14 : ARCH LM Testi (B Modeli)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-istatistiği | 35.8221 | P. F(1,1251) | 0.0000 |
| Gözlem Sayısı*R-kare | 34.8805 | P. Ki-Kare(1) | 0.0000 |

$H_0$ : ARCH etkisi yoktur.

$H_1$ : ARCH etkisi vardır.

Tablo 14'den p = 0 değeri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ hipotezini reddederek ARCH etkisi vardır diyebiliriz. Zaten volatilitenin olduğu durumlarda çoğu zaman ARCH etkisinin de olduğunu söyleyebiliriz.

Bu aşamadan sonra dolar kurundaki volatiliteye çözüm bulmak adına koşullu değişen varyans modelleri olan ARCH, GARCH, TARCH(GJR-GARCH) ve EGARCH modellerini inceleyeceğiz.

Bu modeller arasından en iyi temsil gücüne sahip modeli seçmek için Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriterine bakmak gerekmektedir. Kriter değeri, sayı değeri olarak en küçük çıkan model, en iyi model olarak karşımıza çıkacaktır. Ek olarak TARCH ve EGARCH modelleri volatilite üzerinde asimetrik etki olduğunda kullanılması daha doğrudur. Bu iki modeli kullanırken diğer bir taraftan da asimetrik etki varlığını araştırmış olacağız.

Tüm modellere bakıp en iyi modeli değerlendirdikten sonra hata terimlerindeki otokorelasyon ve ARCH etkisi ortadan kalkarsa, volatilite için çözümleyici bir model belirlendiğini söyleyebiliriz.

### 3.2.3. Koşullu Değişen Varyans Modelinin Belirlenmesi

**Tablo 15 : ARCH(1) Modeli(B Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0002 | 0.0001 | 1.4719 | 0.141 |
| AR(2) | -0.8750 | 0.0254 | -34.367 | 0.000 |
| MA(2) | 0.9143 | 0.0215 | 42.488 | 0.000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 3.35E-05 | 1.36E-06 | 24.55513 | 0.0000 |
| ARCH(1) | 0.273096 | 0.038170 | 7.154670 | 0.0000 |
| R-kare | 0.008873 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000278 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.005699 | B. Değişkenin Std. H. | | 0.006749 |
| Regresyonun Std. H. | 0.006729 | Akaike bilgi kriteri | | -7.218792 |
| Ortalama Hata Kare | 0.056560 | Schwarz kriteri | | -7.198321 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 4531.183 | F-istatistiği | | 2.795287 |

Tablo 15'deki ARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değeri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametre anlamlı diyebiliriz. Buradaki model ARCH(1) 'dir. Model anlamlı olduğundan Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriteri diğer modellerle karşılaştırmak adına bizim için önem arz etmektedir. Sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -7,2188 ve Schwarz Kriteri = -7,1983 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise $h_t = (3.35E - 05) + 0.2731\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$ şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 16 : GARCH(1,1) Modeli(B Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0001 | 0.0001 | 0.6872 | 0.4920 |
| AR(2) | -0.9520 | 0.0160 | -59.324 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.9736 | 0.0127 | 76.813 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 3.98E-07 | 1.69E-07 | 2.353819 | 0.0186 |
| ARTIK(-1)^2 | 0.107114 | 0.013260 | 8.078074 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.889860 | 0.013723 | 64.84562 | 0.0000 |
| R-kare | 0.013735 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000278 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.009783 | B. Değişkenin Std. H. | | 0.006749 |
| Regresyonun Std. H. | 0.006716 | Akaike bilgi kriteri | | -7.397223 |
| Ortalama Hata Kare | 0.056283 | Schwarz kriteri | | -7.372658 |
| Log En Çok Olabilirlik | 4644.059 | F-istatistiği | | 3.475893 |

Tablo 16’daki GARCH(1,1) modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model GARCH(1,1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -7,3972 ve Schwarz Kriteri = -7,3727 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise $h_t = (3.98E - 07) + 0.1071\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8899h_{t-1}$ şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 17 : TGARCH ( GJR-GARCH) (1,1) Modeli(B Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0001 | 0.0002 | 1.2276 | 0.2196 |
| AR(2) | -0.9529 | 0.0158 | -60.290 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.9742 | 0.0124 | 78.567 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 4.59E-07 | 1.72E-07 | 2.667164 | 0.0076 |
| ARTIK(-1)^2 | 0.129826 | 0.016325 | 7.952715 | 0.0000 |
| ARTIK(-1)^2*(ARTIK(-1)<0) | -0.059354 | 0.017376 | -3.415836 | 0.0006 |
| GARCH(-1) | 0.892924 | 0.014504 | 61.56327 | 0.0000 |
| R-kare | 0.014263 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000278 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.009520 | B. Değişkenin | | 0.006749 |
| Regresyonun Std. H. | 0.006716 | Akaike bilgi kriteri | | -7.401456 |
| Ortalama Hata Kare | 0.056253 | Schwarz kriteri | | -7.372797 |
| En çok benzerlik | 4647.713 | F-istatistiği | | 3.007146 |

Tablo 17’deki TGARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model TGARCH(1,1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -7,4015 ve Schwarz Kriteri = -7,3728 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise ;

$$h_t = (4.59E - 07) + 0.1298\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8929h_{t-1} - 0.0594\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$

şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 18 : EGARCH (1,1) Modeli(B Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.0002 | 0.0001 | 1.3625 | 0.1730 |
| AR(2) | -0.9496 | 0.0151 | -63.0384 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.9740 | 0.0113 | 86.4042 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C(4) | -0.373512 | 0.071646 | -5.213282 | 0.0000 |
| C(5) | 0.196272 | 0.024300 | 8.076954 | 0.0000 |
| C(6) | 0.046623 | 0.011933 | 3.907174 | 0.0001 |
| C(7) | 0.978628 | 0.006202 | 157.7874 | 0.0000 |
| R-kare | 0.013990 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000278 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.009246 | B. Değişkenin Std. H | | 0.006749 |
| Regresyonun Std. H. | 0.006717 | Akaike bilgi kriteri | | -7.399014 |
| Ortalama Hata Kare | 0.056268 | Schwarz kriteri | | -7.370355 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 4646.182 | F-istatistiği | | 2.948860 |

Tablo 18’deki EGARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model EGARCH(1,1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -7,3990 ve Schwarz Kriteri = -7,3704 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise;

$$Lnh_t = -0.3735 + 0.1963Lnh_{t-1} + 0.0466\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}\right| + 0.9786\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}$$

şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 19 : ARCH Modellerinin Karşılaştırma Tablosu(B Modeli)**

| | ARCH(1) | GARCH(1,1) | TGARCH(1,1) | EGARCH(1,1) |
|---|---|---|---|---|
| Akaike Bilgi Kriteri | -7,2188 | -7,3972 | -7,4015 | -7,3990 |
| Schwarz Kriteri | -7,1983 | -7,3727 | -7,3728 | -7,3704 |

Tablo 19 ’da ARCH modellerini karşılaştırma işlemini kolaylaştırma adına genel bir tablo düzenlenmiştir. Burada sayısal olarak en küçük kriter değerleri bize en iyi modeli verecektir. Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriterine göre en iyi model TGARCH(1,1) modeli olduğu açıkça gözükmektedir. Aslında buradan anlaşılan 02.01.2009 – 30.12.2013 dolar alış kuru volatilitesinin asimetrik etkiye sahip olduğudur. Çünkü; TGARCH modeli asimetrik etki olduğunda anlamlı çıkmaktadır.

### 3.2.4. Hata Terimlerinde ARCH etkisi ve Otokorelasyon Sınaması

**Tablo 20 : TGARCH Modeli hataları için ARCH LM Testi (B Modeli)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-istatistiği | 0.2490 | P. F(1,1251) | 0.6179 |
| Gözlem Sayısı*R-kare | 0.2493 | P. Ki-Kare(1) | 0.6176 |

$H_0$ : ARCH etkisi yoktur.

$H_1$ : ARCH etkisi vardır.

Tablo 20 ’de TGARCH(1,1) modelinin hata terimlerine uygulanan ARCH LM testi sonuçlarını göstermektedir. Buradan da anlaşılacağı üzere dolar kuru volatilitesinin incelenmesinde ARCH modellerinin veya ARCH ailesi modellerinin etkisi kaçınılmazdır.

Tablo 20’den p = 0,62 değeri 0,05 ‘ten büyük olduğundan $H_0$ hipotezini kabul ederek ARCH etkisi yoktur diyebiliriz. Başta varolan ARCH etkisini ortadan kaldırmış bulunmaktayız.

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | -0.013 | -0.013 | 0.2283 | |
| | | 2 | -0.003 | -0.004 | 0.2426 | |
| | | 3 | 0.005 | 0.005 | 0.2766 | 0.599 |
| | | 4 | -0.030 | -0.030 | 1.4338 | 0.488 |
| | | 5 | 0.044 | 0.043 | 3.8689 | 0.276 |
| | | 6 | 0.041 | 0.042 | 6.0166 | 0.198 |
| | | 7 | 0.004 | 0.005 | 6.0330 | 0.303 |
| | | 8 | 0.031 | 0.030 | 7.2629 | 0.297 |
| | | 9 | -0.017 | -0.014 | 7.6374 | 0.366 |
| | | 10 | 0.002 | 0.003 | 7.6452 | 0.469 |
| | | 11 | -0.010 | -0.014 | 7.7803 | 0.556 |
| | | 12 | -0.027 | -0.028 | 8.6970 | 0.561 |
| | | 13 | -0.007 | -0.012 | 8.7664 | 0.643 |
| | | 14 | 0.024 | 0.022 | 9.4865 | 0.661 |
| | | 15 | 0.013 | 0.014 | 9.6854 | 0.719 |
| | | 16 | 0.010 | 0.009 | 9.8054 | 0.776 |
| | | 17 | 0.000 | 0.004 | 9.8054 | 0.832 |
| | | 18 | -0.014 | -0.010 | 10.061 | 0.863 |
| | | 19 | 0.009 | 0.009 | 10.163 | 0.897 |
| | | 20 | 0.008 | 0.007 | 10.243 | 0.924 |
| | | 21 | -0.045 | -0.048 | 12.868 | 0.845 |
| | | 22 | 0.018 | 0.013 | 13.276 | 0.865 |
| | | 23 | 0.006 | 0.007 | 13.324 | 0.897 |
| | | 24 | -0.005 | -0.004 | 13.351 | 0.923 |
| | | 25 | -0.008 | -0.012 | 13.424 | 0.942 |
| | | 26 | -0.022 | -0.016 | 14.069 | 0.945 |
| | | 27 | -0.038 | -0.035 | 15.909 | 0.918 |
| | | 28 | -0.016 | -0.018 | 16.225 | 0.931 |
| | | 29 | 0.008 | 0.009 | 16.318 | 0.947 |
| | | 30 | -0.012 | -0.015 | 16.505 | 0.958 |
| | | 31 | -0.029 | -0.028 | 17.594 | 0.952 |
| | | 32 | -0.010 | -0.006 | 17.711 | 0.963 |
| | | 33 | -0.023 | -0.020 | 18.406 | 0.964 |
| | | 34 | -0.008 | -0.008 | 18.487 | 0.973 |
| | | 35 | -0.024 | -0.021 | 19.205 | 0.973 |
| | | 36 | -0.016 | -0.014 | 19.553 | 0.977 |

**Şekil 8 : TGARCH Modeli Hatalarının Otokorelasyon Grafiği (B Modeli)**

Aynı şekilde hata terimlerindeki otokorelasyonun da kalktığını söyleyebiliriz. P değerlerinin hepsi 0,05'ten büyük olduğundan otokorelasyon olmadığı söylenebilir. Aynı kanıya grafikten bakarak ta ulaşabiliriz.

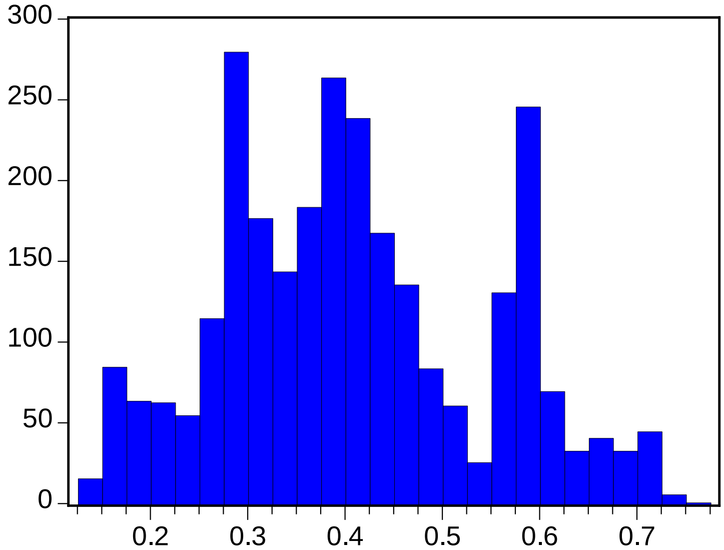
Sonuç olarak 02.01.2009 – 30.12.2013 Dolar Alış Kuru (Model B) Serisini TGARCH(1,1) Modelini kullanarak modellememiz gerektiğini görmüş bulunmaktayız.

## 3.3. Dolar Kuru Analizi (02.01.2003-30.12.2013) Tarihleri Arası

02.01.2003-31.12.2008 tarihleri arası işleme açık olan 1510 günlük dolar alış kuru değerleri incelenip, volatilitesi modellenmeye çalışılacaktır.

### 3.3.1. Tanımlayıcı İstatistiklerin Açıklanması

Türkiye'deki dolar kuru volatilitesini incelemek amacıyla Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası 02.01.2003 – 30.12.2013 tarihleri arası günlük dolar kuru alış verileri baz alınarak işleme açık olan 2767 gün analize tabi tutulmuştur. Bu tarihler arasındaki dolar alış kuru serisine dolarkuru3 adı verilmiştir. Ayrıca bunu C modeli olarak isimlendirebiliriz. Aslında C modeli, A ve B modelinin tarihlerinin birleşimlerinden oluşmaktadır. Verinin logartiması alınıp işlemlere bu şekilde devam edildiğinin bilinmesinde fayda vardır. Eviews 5.1 programı kullanılarak işlemler gerçekleştirilmiştir.

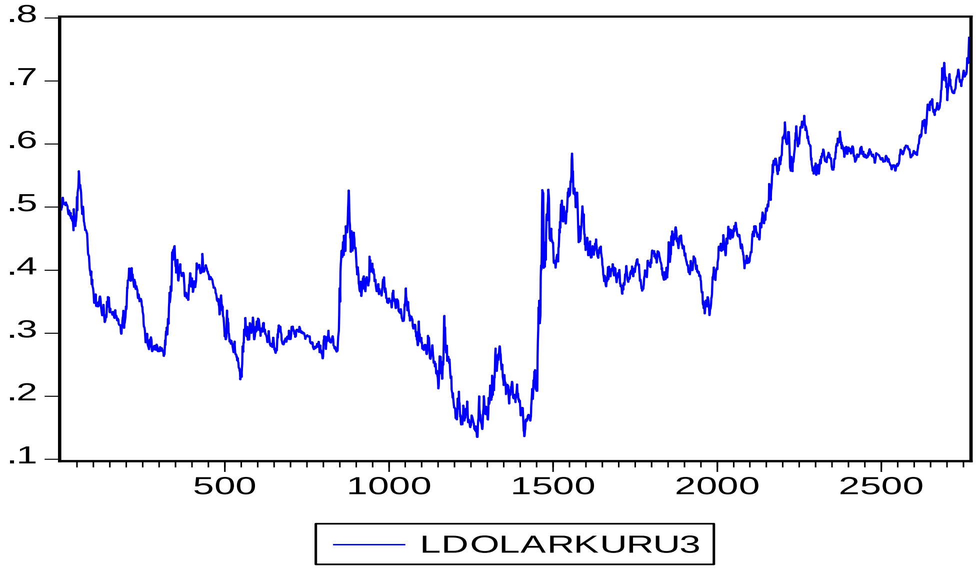



| | |
|---|---|
| Gozlem 2767 | |
| Ortalama | 0.407646 |
| Medyan | 0.395415 |
| Maksimum | 0.770293 |
| Minimum | 0.135317 |
| Std. Sapma | 0.135080 |
| Carpiklik | 0.284230 |
| Basiklik | 2.379142 |

**Şekil 9 : Türkiye'deki dolar alış kuru logaritmik değerlerin 2767 günlük karakteristik değerleri**

Bu tarihler arasında logaritmik dolar alış kuru verilerinin ortalaması 0,41 olarak bulunmuştur. Bunun yanında maksimum değer 0,77 ve minimum değer 0,14 olarak saptanmıştır.

Tüm bunların yanında basıklık değeri 2,37 olarak bulunmuştur. Yani normal dağılıma yakın olmadığı ve normal dağılımdan daha basık olduğu düşünülebilir. Çarpıklık değeri ise 0,28 olarak bulunmuştur. Bu da serinin simetriğe yakın olmayan bir seri olduğunu göstermektedir.




**Şekil 10 : Türkiye'deki dolar alış kuru logaritmik değerlerin 2767 günlük grafiği (C Modeli)**

Şekil 10'da verinin grafiği ile günlük dolar kuru verisinin durağan olmadığı görülmektedir. Bu aşamadan sonra öncelikle Augmented Dickey-Fuller testi ile birim kök 'ün varlığı sınanacaktır.

**Tablo 21 : Augmented Dickey-Fuller testi sonuçları(C Modeli)**

| | | t-İstatistiği | P.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller Test İstatistiği | | -0.6463 | 0.8578 |
| Kritik Test Değerleri : | 1% | -3.4325 | |
| | 5% | -2.8624 | |
| | 10% | -2.5673 | |

Augmented Dickey-Fuller testi ile birim kökün varlığına baktığımızda olasılık değerinin (p) , 0,86 olduğunu görmekteyiz ve %5 anlamlılık düzeyinde 0,05' ten büyük olduğundan $H_0$ hipotezini kabul ediyoruz. Yani birim kök serimizde mevcuttur. Zaten Şekil 10 'daki grafik te bunu açıkça göstermekteydi.

$H_0$ : Seri durağan değildir. Birim kök vardır.

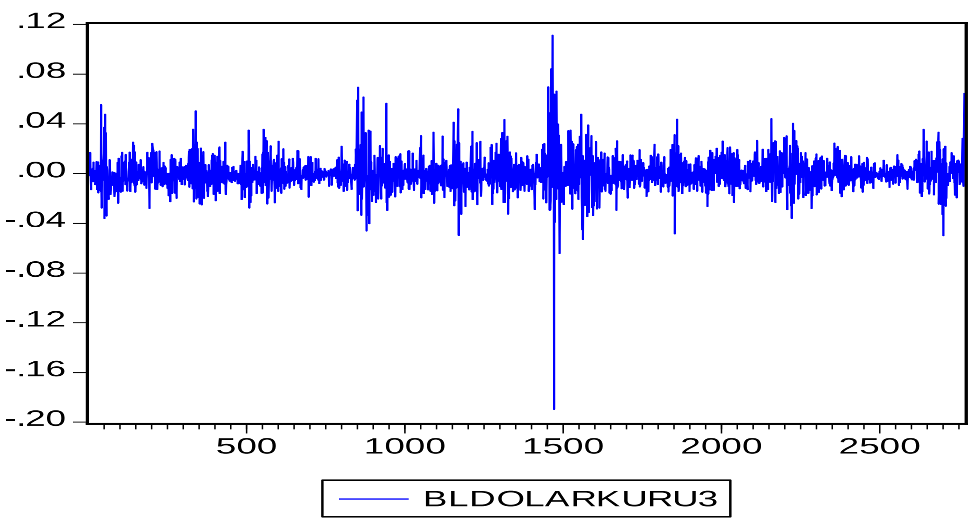
$H_1$ : Seri durağandır. Birim kök yoktur.

Serinin birinci farklarını aldığımızda ise birim kökten kurtulduğumuzu görüyoruz. Yeni p değerimiz 0,0001 olarak karşımıza çıkmakta ve $H_0$ hipotezini kabul edemediğimizden birim kökten kurtulduğumuzu , yani serinin artık durağan olduğunu söyleyebiliriz.

Seriyi durağanlaştırdıktan sonra grafik gösterimine tekrar bakmamızda fayda vardır. Şekil 11 'de açıkça serideki değişimi görebiliriz. Asıl konumuz olan volatilite için de Şekil 11 'den faydalanabiliriz. Volatil yapının kendini gösterdiği açıkça bellidir.

**Tablo 22 : Augmented Dickey-Fuller testi birinci farklar sonuçları(C Modeli)**

| | | t-İstatistiği | P.* |
|---|---|---|---|
| Augmented Dickey-Fuller Test İstatistiği | | -51.313 | 0.0001 |
| Kritik Test Değerleri: | 1% | -3.4325 | |
| | 5% | -2.8624 | |
| | 10% | -2.5673 | |




**Şekil 11 : Türkiye'deki durağanlaştırılmış dolar kuru logaritmik değerlerin 2767 günlük grafiği(C Modeli)**

### 3.3.2. Otoregresif Hareketli Ortalama Modelinin Belirlenmesi

Seriyi durağan hale getirdikten sonraki aşamada koşullu ortalama denklemini tahmin etmemiz gerekmektedir. Bunun için farklı birçok yöntem vardır fakat en çok kullanılan En Küçük Kareler Yöntemidir. Burada En Küçük Kareler Yöntemi kullanarak koşullu ortalama denklemini tahmin etmek için ARIMA modellerine başvurmamız gerekecektir. Tabiki otokorelasyon burada önemli bir olgudur. Tablo 3 ‘de tahmin denklemi gözükmektedir. Parametreler anlamlıdır (P=0 < 0,05 , $H_0$ red) ve en iyi tahmin denklemi ARIMA(2,1,2) olarak tahmin edilmiştir.

$H_0$ : Parametre anlamsızdır.

$H_1$ : Parametre anlamlıdır.

**Tablo 23 : ARIMA(2,1,2) modeli(C Modeli)**

| Değişken | Katsayılar | Std. Hata | t-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 0.000317 | 0.000271 | 1.169925 | 0.2421 |
| AR(2) | 0.985949 | 0.011987 | 82.25023 | 0.0000 |
| MA(2) | -0.985671 | 0.012324 | -79.98294 | 0.0000 |

| | | | |
|---|---|---|---|
| R-kare | 0.001715 | B. Değişkenin Ort. | 0.000186 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.000991 | B. Değişkenin Std H. | 0.012902 |
| Regresyonun Std. H. | 0.012895 | Akaike bilgi kriteri | -5.862806 |
| Ortalama Hata Kare | 0.459131 | Schwarz kriteri | -5.856376 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 8105.398 | F-istatistiği | 2.370945 |
| Durbin-Watson | 1.939277 | P(F-istatistiği) | 0.093583 |

Model tahmini gerçekleştirdikten sonra volatiliteyi incelemeye devam edebiliriz. Artık modelin hata terimlerini kullanarak hareket etmemiz gerekmektedir. Volatilite için kullanılan ARCH modelleri için öncelikle ARCH etkisinin olup olmadığını kontrol etmek adına ARCH LM testi yapılacaktır. Tablo 24’ten sonuç tablosunu inceleyebiliriz.

**Tablo 24 : ARCH LM Testi (C Modeli)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-istatistiği | 58.57230 | P. F(1,2761) | 0.0000 |
| Gözlem Sayısı*R-kare | 57.39710 | P. Ki-Kare(1) | 0.0000 |

$H_0$ : ARCH etkisi yoktur.

$H_1$ : ARCH etkisi vardır.

Tablo 24'den p = 0 değeri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ hipotezini reddederek ARCH etkisi vardır diyebiliriz. Zaten volatilitenin olduğu durumlarda çoğu zaman ARCH etkisinin de olduğunu söyleyebiliriz.

### 3.3.3. Koşullu Değişen Varyans Modelinin Belirlenmesi

Bu aşamadan sonra dolar kurundaki volatiliteye çözüm bulmak adına koşullu değişen varyans modelleri olan ARCH, GARCH, TARCH(GJR-GARCH) ve EGARCH modellerini inceleyeceğiz.

Bu modeller arasından en iyi temsil gücüne sahip modeli seçmek için Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriterine bakmak gerekmektedir. Kriter değeri, sayı değeri olarak en küçük çıkan model, en iyi model olarak karşımıza çıkacaktır. Ek olarak TARCH ve EGARCH modelleri volatilite üzerinde asimetrik etki olduğunda kullanılması daha doğrudur. Bu iki modeli kullanırken diğer bir taraftan da asimetrik etki varlığını araştırmış olacağız.

Tüm modellere bakıp en iyi modeli değerlendirdikten sonra hata terimlerindeki otokorelasyon ve ARCH etkisi ortadan kalkarsa, volatilite için çözümleyici bir model belirlendiğini söyleyebiliriz.

**Tablo 25 : ARCH(1) Modeli(C Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0004 | 0.0001 | -2.9840 | 0.0028 |
| AR(2) | 0.7659 | 0.0240 | 31.841 | 0.0000 |
| MA(2) | -0.8462 | 0.0189 | -44.837 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 9.90E-05 | 2.11E-06 | 46.85512 | 0.0000 |
| ARCH(1) | 0.530508 | 0.027019 | 19.63481 | 0.0000 |
| R-kare | 0.038612 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000186 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.040118 | B. Değişkenin Std. H. | | 0.012902 |
| Regresyonun Std. H. | 0.013158 | Akaike bilgi kriteri | | -5.984026 |
| Ortalama Hata Kare | 0.477678 | Schwarz kriteri | | -5.973309 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 8274.924 | F-istatistiği | | 1.933813 |

Tablo 25’deki ARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değeri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametre anlamlı diyebiliriz. Buradaki model ARCH(1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriteri diğer modellerle karşılaştırmak adına bizim için önem arz etmektedir. Sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -5,9840 ve Schwarz Kriteri = -5,9733 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise $h_t = (9.90E - 05) + 0.5305\varepsilon_{t-1}^2 + v_t$ şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 26 : GARCH(1,1) Modeli(C Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | -0.0002 | 0.0001 | -1.1525 | 0.2491 |
| AR(2) | -0.8065 | 0.1349 | -5.9780 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.8157 | 0.1337 | 6.1006 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 2.87E-06 | 4.51E-07 | 6.364880 | 0.0000 |
| ARTIK(-1)^2 | 0.150734 | 0.009941 | 15.16263 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.842121 | 0.008072 | 104.3206 | 0.0000 |
| R-kare | 0.000229 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000186 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.002042 | B. Değişkenin Std. H. | | 0.012902 |
| Regresyonun Std. H. | 0.012915 | Akaike bilgi kriteri | | -6.254767 |
| Ortalama Hata Kare | 0.460025 | Schwarz kriteri | | -6.241907 |
| Log En Çok Olabilirlik | 8650.088 | F-istatistiği | | 1.938085 |

Tablo 26’daki GARCH(1,1) modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 ‘ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model GARCH(1,1) ‘dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -6,2548 ve Schwarz Kriteri = -6,2419 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise $h_t = (2.87E - 06) + 0.1507\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8421h_{t-1}$ şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 27 : TGARCH ( GJR-GARCH) (1,1) Modeli(C Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 1.37E-05 | 0.0002 | 0.0723 | 0.9424 |
| AR(2) | -0.7831 | 0.1942 | -4.0333 | 0.0001 |
| MA(2) | 0.7925 | 0.1921 | 4.126 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C | 3.98E-06 | 4.97E-07 | 8.020801 | 0.0000 |
| ARTIK(-1)^2 | 0.189163 | 0.013928 | 13.58105 | 0.0000 |
| ARTIK(-1)^2*(ARTIK(-1)<0) | -0.113343 | 0.015378 | -7.370500 | 0.0000 |
| GARCH(-1) | 0.843066 | 0.008394 | 100.4316 | 0.0000 |
| R-kare | 0.000459 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000186 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.001716 | B. Değişkenin | | 0.012902 |
| Regresyonun Std. H. | 0.012913 | Akaike bilgi kriteri | | -6.264792 |
| Ortalama Hata Kare | 0.459708 | Schwarz kriteri | | -6.249788 |
| En çok benzerlik | 8664.943 | F-istatistiği | | 0.211055 |

Tablo 27'deki TGARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model TGARCH(1,1) 'dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -6,2648 ve Schwarz Kriteri = -6,2498 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise ;

$$h_t = (3.98E - 06) + 0.1892\varepsilon_{t-1}^2 + 0.8431h_{t-1} - 0.1133\varepsilon_{t-1}^2 D_{t-1}$$

şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 28 : EGARCH (1,1) Modeli(C Modeli)**

| | Katsayı | Std. Hata | z-İstatistiği | P. |
|---|---|---|---|---|
| C | 9.36E-05 | 0.0002 | 0.5219 | 0.6018 |
| AR(2) | -0.7924 | 0.1056 | -7.5053 | 0.0000 |
| MA(2) | 0.8113 | 0.1037 | 7.8247 | 0.0000 |
| | Varyans Eşitliği | | | |
| C(4) | -0.511112 | 0.033541 | -15.23820 | 0.0000 |
| C(5) | 0.248562 | 0.015174 | 16.38028 | 0.0000 |
| C(6) | 0.075986 | 0.009323 | 8.150355 | 0.0000 |
| C(7) | 0.964425 | 0.003538 | 272.5996 | 0.0000 |
| R-kare | 0.000466 | B. Değişkenin Ort. | | 0.000186 |
| Düzeltilmiş R-kare | 0.001709 | B. Değişkenin Std. H | | 0.012902 |
| Regresyonun Std. H. | 0.012913 | Akaike bilgi kriteri | | -6.256108 |
| Ortalama Hata Kare | 0.459705 | Schwarz kriteri | | -6.241104 |
| Log. En Çok Olabilirlik | 8652.942 | F-istatistiği | | 0.214205 |

Tablo 28'deki EGARCH modeline bakacak olursak, p = 0 değerleri 0,05 'ten küçük olduğundan $H_0$ red ve parametreler anlamlıdır. Buradaki model EGARCH(1,1) 'dir. Model anlamlı olduğundan sırasıyla Akaike Bilgi Kriteri = -6,2561 ve Schwarz Kriteri = -6,2411 olarak bulunmuştur.

Son olarak varyans modeli ise;

$$Lnh_t = -0.5111 + 0.2486Lnh_{t-1} + 0.0760\left|\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}\right| + 0.9644\frac{\varepsilon_{t-1}}{h_{t-1}^{1/2}}$$

şeklinde gösterilebilir.

**Tablo 29 : ARCH Modellerinin Karşılaştırma Tablosu(C Modeli)**

| | ARCH(1) | GARCH(1,1) | TGARCH(1,1) | EGARCH(1,1) |
|---|---|---|---|---|
| Akaike Bilgi Kriteri | -5,9840 | -6,2848 | -6,2648 | -6,2561 |
| Schwarz Kriteri | -5,9733 | -6,2419 | -6,2498 | -6,2411 |

Tablo 29 'da ARCH modellerini karşılaştırma işlemini kolaylaştırma adına genel bir tablo düzenlenmiştir. Burada sayısal olarak en küçük kriter değerleri bize en iyi modeli verecektir. Akaike Bilgi Kriteri ve Schwarz Kriterine göre en iyi model GARCH(1,1) modeli olduğu açıkça gözükmektedir. Aslında buradan anlaşılan 02.01.2003 – 30.12.2013 dolar alış kuru volatilitesinin simetrik etkiye sahip olduğudur. Çünkü; GARCH modeli simetrik etki olduğunda anlamlı çıkmaktadır.

### 3.3.4. Hata Terimlerinde ARCH etkisi ve Otokorelasyon Sınaması

**Tablo 30 : GARCH Modeli hataları için ARCH LM Testi (C Modeli)**

| | | | |
|---|---|---|---|
| F-istatistiği | 0.3125 | P. F(1,2761) | 0.5762 |
| Gözlem Sayısı*R-kare | 0.3126 | P. Ki-Kare(1) | 0.5761 |

$H_0$ : ARCH etkisi yoktur.

$H_1$ : ARCH etkisi vardır.

Tablo 30 ’da GARCH(1,1) modelinin hata terimlerine uygulanan ARCH LM testi sonuçlarını göstermektedir. Buradan da anlaşılacağı üzere dolar kuru volatilitesinin incelenmesinde ARCH modellerinin veya ARCH ailesi modellerinin etkisi kaçınılmazdır.

Tablo 30’dan p = 0,58 değeri 0,05 ‘ten büyük olduğundan $H_0$ hipotezini kabul ederek ARCH etkisi yoktur diyebiliriz. Başta varolan ARCH etkisini ortadan kaldırmış bulunmaktayız.

| Autocorrelation | Partial Correlation | | AC | PAC | Q-Stat | Prob |
|---|---|---|---|---|---|---|
| | | 1 | 0.011 | 0.011 | 0.3051 | |
| | | 2 | -0.013 | -0.014 | 0.8056 | |
| | | 3 | 0.027 | 0.027 | 2.7740 | 0.096 |
| | | 4 | -0.008 | -0.009 | 2.9707 | 0.226 |
| | | 5 | 0.009 | 0.010 | 3.2197 | 0.359 |
| | | 6 | 0.001 | -0.000 | 3.2222 | 0.521 |
| | | 7 | -0.012 | -0.011 | 3.6069 | 0.607 |
| | | 8 | -0.020 | -0.020 | 4.6876 | 0.584 |
| | | 9 | 0.025 | 0.025 | 6.3623 | 0.498 |
| | | 10 | 0.011 | 0.011 | 6.7029 | 0.569 |
| | | 11 | -0.012 | -0.011 | 7.1165 | 0.625 |
| | | 12 | -0.006 | -0.007 | 7.2245 | 0.704 |
| | | 13 | 0.027 | 0.027 | 9.1913 | 0.604 |
| | | 14 | 0.003 | 0.003 | 9.2191 | 0.684 |
| | | 15 | -0.006 | -0.006 | 9.3229 | 0.748 |
| | | 16 | -0.007 | -0.008 | 9.4717 | 0.800 |
| | | 17 | 0.012 | 0.014 | 9.8674 | 0.828 |
| | | 18 | 0.045 | 0.044 | 15.455 | 0.492 |
| | | 19 | 0.010 | 0.008 | 15.717 | 0.544 |
| | | 20 | -0.013 | -0.012 | 16.213 | 0.578 |
| | | 21 | -0.037 | -0.037 | 20.001 | 0.395 |
| | | 22 | 0.009 | 0.008 | 20.225 | 0.444 |
| | | 23 | -0.019 | -0.022 | 21.270 | 0.443 |
| | | 24 | 0.003 | 0.006 | 21.300 | 0.502 |
| | | 25 | -0.001 | -0.001 | 21.306 | 0.562 |
| | | 26 | -0.005 | -0.002 | 21.381 | 0.616 |
| | | 27 | -0.031 | -0.034 | 24.008 | 0.519 |
| | | 28 | -0.009 | -0.010 | 24.223 | 0.563 |
| | | 29 | -0.007 | -0.007 | 24.369 | 0.610 |
| | | 30 | -0.014 | -0.010 | 24.913 | 0.633 |
| | | 31 | -0.014 | -0.017 | 25.454 | 0.655 |
| | | 32 | -0.016 | -0.016 | 26.169 | 0.666 |
| | | 33 | -0.015 | -0.014 | 26.824 | 0.681 |
| | | 34 | -0.007 | -0.005 | 26.950 | 0.720 |
| | | 35 | 0.016 | 0.013 | 27.638 | 0.731 |
| | | 36 | -0.016 | -0.017 | 28.399 | 0.738 |

**Şekil 12 : GARCH Modeli Hatalarının Otokorelasyon Grafiği (C Modeli)**

Aynı şekilde hata terimlerindeki otokorelasyonun da kalktığını söyleyebiliriz. P değerlerinin hepsi 0,05'ten büyük olduğundan otokorelasyon olmadığı söylenebilir. Aynı kanıya grafikten bakarak ta ulaşabiliriz.

Sonuç olarak 02.01.2003 – 30.12.2013 Dolar Alış Kuru (Model C) Serisini GARCH(1,1) Modelini kullanarak modellememiz gerektiğini görmüş bulunmaktayız.

## BULGULAR

Yabancı Para birimleri her ülkede olduğu gibi bizim ülkemizde de yatırım aracı olarak kullanılmaktadır. Tahmin etmesi ve öngörülmesi zor olan yabancı para birimlerinin yapıları birçok farklı araştırmacı için araştırma konusu olmuştur. Aslında yapı bakımından bir zaman serisi olan yabancı para kurlarını incelerken oluşan dalgalanmalardan ötürü, doğrusal zaman serilerini kullanmak yerine doğrusal olmayan modelleri kullanmak daha doğrudur. Bu aşamada değişen varyans, durağanlık, volatilite gibi kavramlar ortaya çıkmaktadır.

Volatilite modellemesini içeren çalışmamız Türkiye'deki Döviz Alış Kurunun 02.01.2003 – 31.12.2008 , 02.01.2009-30.12.2013 ve 02.01.2003-30.12.2013 tarihleri arasındaki değerleri ile işleme alınmıştır. Analiz sonuçlarında her üç seri için de; seri durağanlaştırıldıktan sonra en iyi ortalama denklemi ARIMA(2,1,2) olarak belirlenmiş ve ARCH etkisi gösterildikten sonra koşullu değişen varyans modellerinden ARCH(1) , GARCH(1,1) , TGARCH(1,1) ve EGARCH(1,1) 'in istatistiksel olarak anlamlı olduğu belirlenmiştir. Bunun yanında ; ilk iki seride Akaike Bilgi Kriterine ve Schwarz Kriterine göre en iyi modelin TGARCH(1,1) olduğu gösterilmiştir. Asimetrik etki olduğunda kendini gösteren TGARCH Modelleri, ilk iki seride volatilitesinde de asimetrik etki olduğunu bir açıdan kanıtlamaktadır. Fakat ilk iki seri birleştirilerek oluşturulan üçüncü seride Akaike Bilgi Kriterine ve Schwarz Kriterine göre en iyi modelin GARCH(1,1) olduğu tespit edilmiştir. GARCH modeli simetrik etki olduğunda kendini gösterdiğinden üçüncü modelin volatilitesinin simetrik etki gösterdiğini söylemek yanlış olmaz. Aslında burada ilginç olan ilk iki modelin volatilitesi ayrı ayrı asimetrik etki gösterirken, birleştirildiklerinde simetrik etkiye dönmesidir. Buradan çıkarılacak sonuç ise finansal serilerde seriyi tanımak ve şokların sebeplerini iyi belirlemenin ne kadar önemli olduğudur.

Volatiliteyi modellendirdikten sonra ise; ilk iki seri için seçilen en iyi model olan TGARCH(1,1) modelinin ve üçüncü seri için seçilen en iyi model olan GARCH(1,1) modelinin hata terimlerine tekrar ARCH LM testi uygulayıp başta var olan etkinin kalktığını ve hata terimlerinde otokorelasyonun kaybolduğunu açıkça görmüş bulunuyoruz. Bu da demek oluyor ki volatilite incelemelerinde doğrusal modeller yerine koşullu değişen varyans modellerini kullanmak gerekliliği yadsınamaz bir olgudur.

## SONUÇ

Türkiye ve Dünya ekonomilerinde yabancı para kurları büyük önem taşımakta ve ekonomiyi oluşturan yapı taşları arasında yer almaktadır. Bunların arasında büyük ülkelerin kurları daha da önem arz etmektedir. Dünya ekonomisine yön veren Amerika Birleşik Devletleri'nin para birimi olan Dolar, Avrupa Birliği' nin para birimi olan Euro bunlardan en başta gelenlerdir. Burada da Türkiye'deki dolar alış kuru incelenmeye ve modellenmeye çalışıldı.

Türkiye'deki Döviz Alış Kurunun 02.01.2003 – 31.12.2008 , 02.01.2009-30.12.2013 ve ilk iki serinin birleşimi olan 02.01.2003-30.12.2013 tarihleri arasındaki değerleri ile işleme alınmıştır. Ara döneme gelen 2008 yılının kriz döneminin başlangıç yılı olduğunun bilinmesinde fayda vardır.

İlk döneme bakıldığında, volatilitenin asimetrik etkiye sahip olduğu ve 2003-2008 yılları arasında dolar alış kuru modelinin TGARCH(1,1) olduğu bulunmuştur. İkinci döneme bakıldığında ise volatilitenin yine asimetrik etkiye sahip olduğu ve 2008-2013 yılları arasında dolar alış kuru modelinin TGARCH(1,1) olduğu bulunmuştur. Kriz döneminden ikiye bölünen serinin 2 parçasının da asimetrik olduğu saptanmışır.

Türkiye'deki Dolar alış kuru serisini 2003-2013 yılları arasındaki volatilitesi incelemek istediğimizde (kriz dönemini içeren) ise modelin bu kez simetrik olduğunu ve iki parça halinde asimetrik olan serinin tek parça halinde ise simetrik olduğu saptanmıştır. Buradaki model ise GARCH(1,1) olarak bulunmuştur.

Dolar kurunun, ülke ekonomisini tümüyle etkileyen iktisadi bir değişken olarak düşünürsek, bunun yapısını bilmek önemli bir olgudur. 2003-2008 arası ve 2008-2013 arası asimetrik iken birleştirildiğinde simetrik bir hal alan seri bize (2008 yılı kriz başlangıcı) bu tip finansal serileri incelerken aldığımız dönemin dinamiklerine dikkat etme zorunluluğunu göstermektedir.

Sonuç olarak, gelişmekte olan bir ülke olan Türkiye'nin Dolar alış kuru serisinin volatilitesinin yüksek olduğu ve 2008 krizi öncesi ve sonrası asimetrik seyreden dolar kuru serisini, 2008 yılı krizini içine alacak şekilde incelendiğinde serinin asimetrik yapıdan simetrik yapıya büründüğü yadsınamaz bir gerçektir. Bu da finansal serilerde istenmeyen durumların serinin yapısını ne denli büyük ölçüde değiştirebileceğinin kanıtıdır.

# KAYNAKÇA


Bollerslev, Tim (1986), ‘‘Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity’’, **Journal of Economics**, 31, ss.307-327.

Bozkurt, Hilal (2007), **Zaman Serileri Analizi**, Bursa, Ekin Yayınevi, s.61,62,63,64,65,66,67,68,69.

Drost, Feike C. And Theo E. Nijman (1991), ‘‘Temporal Aggregation of GARCH processes’’, **Ekonometrica**, 61/4; 909-27.

Engle, Robert F. (1982a), ‘‘Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation’’**Econometrica**, 50, ss.987-1006.

Engle, Robert F. (1982b), ‘‘Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation’’**Econometrica**, 50, ss.987-1006.

Engle, Robert F. (1995), ‘‘Autoregressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation’’**Oxford University Press**, Editorial Organization : R.F.Engle, ss.1-23.

Kızılsu, S. , Aksoy, S. , Kasap, R. (2001), ‘‘Bazı Makro Ekonomik Zaman Dizilerinde Değişen Varyanslılığın İncelenmesi’’, **Gazi Üniversitesi İ.İ.B.F Dergisi**, s.7.

Kökcen, Arzu (2010), ‘‘Koşullu Varyans Modelleri : Finansal Zaman Serileri Üzerine Bir Uygulama’’, Yüksek Lisans Tezi, **Çukurova Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü**, İstanbul, s. 41,48,49.

Maddala, G.S (1992), ‘‘Intoduction to Economics’’ **Macmillan Publishing Company**, New York.

Nelson, Daniel B. (1991), ‘‘Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A New Approach’’, **Econometrica**, Vol.59, No.2, pp. 350.

Özden, Ünal H. (2008), ‘‘İMKB Bileşik 100 Endeksi Getiri Volatilitesinin Analizi’’, **İstanbul Ticaret Üniversitesi Sosyal Bilimler Dergisi**, Sayı:13, s.340, 342.

Sevüktekin,M. Nargeleçekenler,M. (2007), **Ekonometrik Zaman Serileri Analizi**, Ankara, Nobel Yayın Dağıtım, s.138-164

Tarı, Recep (2010), **Ekonometri**, Kocaeli, Umuttepe Yayınları,

Terasvirta, Timo (2009), An Introduction to Univariate GARCH Models, **Handbook of Financial Time Series, Springer**, 2009, s.34-35.

Akgül, Işıl (2003), **Zaman Serilerinin Analizi ve ARIMA Modelleri**, İstanbul, Der Yayınevi, s.105-113.