T.C.
TRAKYA ÜNİVERSİTESİ
SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
YÜKSEK LİSANS TEZİ



MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN FİNANSAL PİYASALAR ETKİSİ: DÖVİZ KURU ÖRNEĞİ

MURAT ATA

TEZ DANIŞMANI
Dr. Öğretim Üyesi Ayşegül İŞCANOĞLU ÇEKİÇ

EDİRNE 2019

T.C.

TRAKYA ÜNİVERSİTESİ

SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ

EKONOMETRİ ANABİLİM DALI

YÜKSEK LİSANS TEZİ

Murat ATA tarafından hazırlanan MAKROEKONOMİK GÖSTERGELERİN FİNANSAL PİYASALAR ETKİSİ: DÖVİZ KURU ÖRNEĞİ Konulu **Yüksek Lisans** tezinin Sınavı, Trakya Üniversitesi Lisansüstü Eğitim-Öğretim Yönetmeliği'nin 19-6 maddeleri uyarınca **20.08.2019** günü saat **14.00** 'de yapılmış olup, yüksek lisans tezinin..kabul edilmesine..... **OYBİRLİĞİ/~~OYÇOKLUĞU~~** ile karar verilmiştir.

JÜRİ ÜYELERİ	KANAAT	İMZA
Doç.Dr. Yrd. Serdar CANDEMİR	kabul edilmesine	
Dr. Öğr. Üyesi Ayşegül İşcanoğlu Çekiç	Kabul edilmesine	

TRAKYA ÜNİVERSİTESİ SOSYAL BİLİMLER ENSTİTÜSÜ
EKONOMETRİ ANABİLİM DALI
DOĞRULUK BEYANI

Trakya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, tez yazım kurallarına uygun olarak hazırladığım bu tez çalışmasında, tüm verilerin bilimsel ve akademik kurallar çerçevesinde elde edildiğini, kullanılan verilerde tahrifat yapılmadığını, tezin akademik ve etik kurallara uygun olarak yazıldığını, kullanılan tüm literatür bilgilerinin bilimsel normlara uygun bir şekilde kaynak gösterilerek ilgili tezde yer aldığını ve bu tezin tamamı ya da herhangi bir bölümünün daha önceden Trakya Üniversitesi ya da farklı bir üniversitede tez çalışması olarak sunulmadığını beyan ederim.

21 / 08 /2019

Murat ATA



Tez Adı: Makroekonomik Göstergelerin Finansal Piyasalar Etkisi: Döviz Kuru Örneği

Hazırlayan: Murat ATA

ÖZET

Bu çalışmada finansal serilerin oynaklık yapısı ile seçilmiş makroekonomik değişkenlerin bu oynaklıklara etkisi araştırılmıştır. Bu kapsamda finansal serilere örnek olarak 4 farklı döviz kuru seçilmiştir. Bu kurlar Amerika Birleşik Devletleri Doları, Euro, Yen ve Sterlindir. Makroekonomik değişkenler olarak çeyreklik dönemlerde yayımlanan gayrisafi yurtiçi hasıladaki yüzde değişim (GSYH), aylık olarak yayımlanan tüketici fiyatları endeksindeki yüzde değişim (TUFE) ve aylık sanayi üretim endeksindeki yüzde değişim (SANAYI) verileri ile aylık açıklanan satın alma yöneticileri endeksi (PMI) verileri alınmıştır. Bu makroekonomik değişkenlerin yalnızca varyans modeline, yalnızca ortalama modeline ve hem varyans hem de ortalama modeline etkisinin olup olmadığı genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelleri ile araştırılmıştır. Bu kapsamda kalıntı teriminin normal (norm), Student t (std), genelleştirilmiş hata (ged), çarpık Student t (sstd), çarpık genelleştirilmiş hata (sged), normal ters Gauss (nig) dağılım varsayımları altında GARCH, üssel GARCH (EGARCH), asimetrik güç koşullu değişen varyans (APARCH), Glosten, Jagannathan ve Runkle GARCH (GJRGARCH) modelleri arasından en uygun modeller Akaike Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre belirlenmiştir. Daha sonra makroekonomik değişkenlerin etkilerini araştırma amacıyla, üç farklı yaklaşım izlenmiştir.Bu yaklaşımlarda, makroekonomik değişkenler yalnızca varyans modeline, yalnızca ortalama modeline ve hem varyans hem de ortalama modeline eklenmiştir. Çalışmanın bulgularına göre ortalama modelde TÜFE'nin çalışmada yer alan 4 kurda da etkisi olduğu gözlemlenmiştir, aynı zamanda hem varyans hem ortalama modelinde de getiri üzerine etkisi olduğu sonucuna varılmıştır.

Anahtar Kelimeler: Oynaklık, GARCH Modelleri, Makroekonomik Göstergeler, Döviz Kuru

Name of the Thesis: The Effect of Macroeconomic Indicators on Financial Markets: Exchange Rate Case

Prepared by: Murat ATA

ABSTRACT

In this study, the volatility structure of financial series and the effect of selected macroeconomic variables on these structures are investigated. In this context, 4 different exchange rates are selected as examples of financial series. These currencies are US Dollar, Euro, Yen and Sterling. Macroeconomic variables include quarterly percentage change of gross domestic product (GSYH), monthly percentage change in consumer price index (TUFE) and monthly percentage change in industrial production index (SANAYI), and monthly announced purchasing managers index (PMI) data. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity (GARCH) models are used to investigate whether these macroeconomic variables have an effect only on the variance model, only on the mean model, or both on variance and mean model. In this context, the most appropriate models have been determined according to the Akaike Information Criteria (AIC), among GARCH, exponential GARCH (EGARCH), asymmetric power conditional variable variance (APARCH), Glosten, Jagannathan and Runkle GARCH (GJRGARCH) models under the innovation terms distributes as normal (norm), student t (std), generalized error (ged), skewed student t (sstd), skewed generalized error (sged), normal inverse Gauss (nig). Then, three different approaches are followed to investigate the effects of macroeconomic variables. In other words, macroeconomic variables are added to variance model only, average model only and both of the variance and average model. According to the study findings, it is observed that consumer price index (TUFE) has an effect on 4 exchange rates in the average model and it is concluded that both the variance and the average model have an effect on the return.

Keywords: Volatility, GARCH Models, Macroeconomic Indicators, Exchange Rate

ÖNSÖZ

Finansal yatırım araçlarının risklerinin en önemli ölçütlerinden biri oynaklık olarak değerlendirilir. Bu anlamda bu araçların oynaklık yapılarının modellenmesi geleceğe yönelik yapılacak yatırımlara faydalı olacaktır. Diğer taraftan finansal serilerin oynaklık yapılarına hangi makroekonomik değişkenlerin etkisinin olup olmadığı ise bir diğer önemli konudur. Bu çalışma ile seçilmiş makroekonomik değişkenlerin finansal enstrümanlar arasında yer alan döviz kurları üzerindeki etkileri araştırılmıştır.

Çalışmanın başından sonuna kadar her aşamasında tecrübeleriyle bana yardımcı olan değerli hocam Dr. Ayşegül İŞCANOĞLU ÇEKİÇ'e ve bu süreçte yanımda olan ve desteklerini benden esirgemeyen kıymetli eşim Müşerref ATA'ya sonsuz teşekkürlerimi sunarım.

İÇİNDEKİLER

ÖZET I
ABSTRACT II
ÖNSÖZ III
İÇİNDEKİLER IV
TABLOLAR LİSTESİ VI
ŞEKİLLER LİSTESİ VIII
KISALTMALAR LİSTESİ IX
GİRİŞ 1
1. BÖLÜM 6
1. FİNANSAL SERİLERDE RİSK ve OYNAKLIK 6
1.1. Finansal Getiriler ve Özellikleri 7
1.2. Oynaklık Modellerinin Tarihsel Gelişimi 9
2. BÖLÜM 13
2. TEK DEĞİŞKENLİ ORTALAMA MODELLERİ 13
2.1. Zaman Serilerinin Temel Kavramları 13
2.2. Tek Değişkenli Doğrusal Ortalama Modelleri 15
2.3. Otoregressif Bütünleşik Hareketli Ortalama Modelleri 20
2.4. Mevsimsel Otoregressif Bütünleşik Hareketli Ortalama Modelleri 21
3. BÖLÜM 23
3. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ 23
3.1. ARCH Modeli 23
3.2. GARCH Modeli 32
3.3. IGARCH Modeli 42
3.4. EGARCH Modeli 44

3.5. GJRGARCH Modeli 47
3.6. TGARCH Modeli 49
3.7. APARCH Modeli 50
4. BÖLÜM 52
4. UYGULAMA 52
4.1. Veri Seti 55
4.2. Dolar/TL Kuru Oynaklığı 60
4.3. Euro/TL Kuru Oynaklığı 72
4.4. Yen/TL Kuru Oynaklığı 85
4.5. Sterlin/TL Kuru Oynaklığı 97
5. BÖLÜM 109
5. SONUÇ 109
KAYNAKÇA 113

TABLOLAR LİSTESİ

Tablo 1 Betimleyici İstatistikler 58
Tablo 2 ADF Testi sonuçları 59
Tablo 3 Dolar/TL kuru haftanın günü etkisi 60
Tablo 4 Dolar/TL kuru yılın ayı etkisi 61
Tablo 5 Dolar/TL kuru getirisi ortalama modeli 63
Tablo 6 Dolar/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli 63
Tablo 7 Dolar/TL kuru getirisi oynaklık modeli 66
Tablo 8 Dolar/TL kuru getirisi-Model A 67
Tablo 9 Dolar/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri 67
Tablo 10 Dolar/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları 68
Tablo 11 Dolar/TL kuru getirisi-Model B 69
Tablo 12 Dolar/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri 70
Tablo 13 Dolar/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları 70
Tablo 14 Dolar/TL kuru getirisi-Model C 71
Tablo 15 Dolar/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri 72
Tablo 16 Dolar/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları 72
Tablo 17 Euro/TL kuru haftanın günü etkisi 73
Tablo 18 Euro/TL kuru yılın ayı etkisi 74
Tablo 19 Euro/TL kuru getirisi ortalama modeli 76
Tablo 20 Euro/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli 77
Tablo 21 Euro/TL kuru getirisi oynaklık modeli 79
Tablo 22 Euro/TL kuru getirisi-Model A 80
Tablo 23 Euro/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri 80
Tablo 24 Euro/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları 81
Tablo 25 Euro/TL kuru getirisi-Model B 82
Tablo 26 Euro/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri 83
Tablo 27 Euro/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları 83
Tablo 28 Euro/TL kuru getirisi-Model C 84
Tablo 29 Euro/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri 85

Tablo 30 Euro/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları 85
Tablo 31 Yen/TL kuru haftanın günü etkisi..... 86
Tablo 32 Yen/TL kuru yılın ayı etkisi..... 87
Tablo 33 Yen/TL kuru getirisi ortalama modeli 89
Tablo 34 Yen/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli 89
Tablo 35 Yen/TL kuru getirisi oynaklık modeli 91
Tablo 36 Yen/TL kuru getirisi-Model A..... 92
Tablo 37 Yen/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri 93
Tablo 38 Yen/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları 93
Tablo 39 Yen/TL kuru getirisi-Model B 94
Tablo 40 Yen/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri..... 95
Tablo 41 Yen/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları 95
Tablo 42 Yen/TL kuru getirisi-Model C 96
Tablo 43 Yen/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri..... 97
Tablo 44 Yen/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları 97
Tablo 45 Sterlin/TL kuru haftanın günü etkisi..... 98
Tablo 46 Sterlin/TL kuru yılın ayı etkisi..... 98
Tablo 47 Sterlin/TL kuru getirisi ortalama modeli 99
Tablo 48 Sterlin/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli 100
Tablo 49 Sterlin/TL kuru getirisi oynaklık modeli 102
Tablo 50 Sterlin/TL kuru getirisi-Model A..... 103
Tablo 51 Sterlin/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri 103
Tablo 52 Sterlin/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları..... 104
Tablo 53 Sterlin/TL kuru getirisi-Model B..... 105
Tablo 54 Sterlin/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri..... 105
Tablo 55 Sterlin/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları 106
Tablo 56 Sterlin/TL kuru getirisi-Model C..... 107
Tablo 57 Sterlin/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri..... 108
Tablo 58 Sterlin/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları 108

ŞEKİLLER LİSTESİ

Şekil 1 EGARCH ve GJRGARCH Haber Etkileri Eğrisi 49
Şekil 2 Dolar/TL, Euro/TL, Yen/TL, Sterlin/TL Kurları 55
Şekil 3 Dolar/TL, Euro/TL, Yen/TL, Sterlin/TL Kur Getirileri 56
Şekil 4 GSYH % değişim, TUFE % değişim, PMI ve sanayi üretim endeksi % değişim grafiği 57
Şekil 5 Sezonsallık giderilmiş Dolar/TL getirisi 62
Şekil 6 Dolar/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği 64
Şekil 7 Sezonsallık giderilmiş Euro/TL getirisi 75
Şekil 8 Euro/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği 77
Şekil 9 Sezonsallık giderilmiş Yen/TL getirisi 88
Şekil 10 Yen/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği 90
Şekil 11 Sterlin/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği 100

KISALTMALAR LİSTESİ

Kısaltma	Kısaltmanın Anlamı
ABD	Amerika Birleşik Devletleri
ACF	Otokorelasyon fonksiyonu
ADF	Genişletilmiş Dickey Fuller
AIC	Akaike Bilgi Kriteri
APARCH	Asimetrik güç koşullu değişen varyans
AR	Otoregressif
ARCH	Otoregresif koşullu değişen varyans
ARIMA	Otoregressif bütünleşmiş hareketli ortalama
ARMA	Otoregressif hareketli ortalama
BIC	Bayes Bilgi Kriteri
EGARCH	Üssel GARCH
EKK	En Küçük Kareler
FED	Amerikan Merkez Bankası
FIGARCH	Oransal tümleşik GARCH
GARCH	Genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans
ged	Genelleştirilmiş hata dağılımı
GJRGARCH	Glosten, Jagannathan ve Runkle GARCH
IGARCH	Tümleşik GARCH
iid	Bağımsız özdeş dağılan
İMKB	İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
MA	Hareketli ortalama
nig	Normal ters Gauss dağılımı
norm	Normal dağılım
PMI	Satın alma yöneticileri endeksi
SARIMA	Mevsimsel otoregressif bütünleşmiş hareketli ortalama
sged	Çarpık genelleştirilmiş hata dağılımı
sstd	Çarpık Student t dağılımı
std	Student t dağılımı
TARCH	Eşik ARCH

Kısaltma	**Kısaltmanın Anlamı**
TCMB	Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası
TÜİK	Türkiye İstatistik Kurumu

GİRİŞ

Döviz kurları hem uluslararası makroekonomide hem de uluslararası finansal piyasadaki temel göstergelerden biridir. Ayrıca, yoğun işlem hacmi açısından da döviz piyasaları, en büyük finansal piyasalardan bir tanesidir. Sabit kur politikalarının çöküşü ve küreselleşme hareketlerinin hız kazanmasıyla birlikte finansal piyasalar tüm dünyaya entegre olmaya başlamış ve uluslararası ticaret ile uluslararası yatırımlar hız kazanmıştır. Bu da döviz kuru piyasalarının önemini vurgulamış ve döviz kuru dinamiklerini anlamak, araştırmacılar, yatırımcılar ve yasa yapıcılar tarafından önem kazanmıştır. Döviz kuru oynaklığının modellenmesi ve tahmin edilmesi, finans ve ekonomi alanındaki hem yerel hem de uluslararası birçok açıdan, örneğin; ödemeler dengesi, ulusal politika kararları, yatırımcı kararları, türev fiyatlama, v.b. etkileri olan önemli bir araştırma alanıdır.

Son yıllarda uluslararası piyasaların hızla gelişimi, finans teorileri ile makroekonomi teorilerini tek başına yetersiz kılmış ve iki alanın birlikte düşünülmesini bir zorunluluk haline getirmiştir. Özellikle, 2007-2010 küresel krizi, finansal piyasalar ile ülkelerin makroekonomi yapılarının etkileşimini gözler önüne sermiştir.

Döviz kurları, makroekonomik istikrardaki önemli rolü nedeniyle uluslararası ekonomiye yönelik birçok tartışmanın ve araştırmanın merkezinde yer almaktadır. Meksika 1994, Tayland ve Kore 1997, Brezilya 1998, Arjantin 2000 ve Türkiye 2000-2001 finansal krizleri döviz kuru krizleri olarak da nitelendirilebilir. Döviz kuru ulusal ekonomileri bağlayan faktörlerden bir tanesidir ve bu nedenle bazı bölgesel veya küresel krizlerin temelinde yer almaktadır (Minh, 2009).

Ülkesel bazda baktığımızda, döviz kurlarının özellikle küçük ve açık ekonomilerde reel ekonomiyi doğrudan etkileme potansiyeline sahip olduğunu gözlemleyebiliriz. Döviz kurundaki oynaklıklar, ülkelerin dış ticarete konu olan mal fiyatlarını ve dolayısıyla uluslararası piyasalardaki rekabet gücünü etkilemektedir.

Özellikle, döviz kurundaki artış ithal girdi kullanan firmaların maliyetlerini yükselterek sektördeki mal ve hizmetlerin fiyatlarını arttırmakta ve bu nedenle ülkede üretilen ithalata rakip malların da fiyatları artmaktadır. Bu artışlar da ülke içinde enflasyon üzerinde baskı oluşturmaktadır.

Ülkelerin döviz kurlarına yönelik yaptıkları uygulamalar, bir uçta sabit kur rejimi, diğer uçta ise serbest dalgalı kur rejimi olmak üzere, iki rejim arasında şekillenmektedir.

Türkiye, kurulduğu tarihten günümüze kadar kurlar için çeşitli rejim politikaları uygulamıştır. 1980 öncesi sabit kur rejimi uygulamış iken, 1980 sonrası esnek kur rejimine geçmiştir. 1980-1989 arası yaşanan devalüasyonlar sonucunda ise sabit kur rejimi uygulanmaya çalışılmıştır. Daha sonra, 1999 yılına kadar kontrollü serbest döviz kuru rejimi uygulanmaya çalışılmış ve bu rejim ithalatın önemli ölçüde artmasına yol açmıştır. 1 Ocak 2000'den itibaren enflasyonu düşürme programı uygulamaya konulmuş, enflasyon hedefine yönelik kur sistemi uygulanmaya başlanmıştır. Diğer bir deyişle, serbest faiz politikasının, sabit kur politikası ile birlikte seyretmesi sağlanmıştır. Bu rejim altında, özellikle devlet ve fon bankalarının yüksek faizler nedeniyle faiz yükümlülüklerini karşılayamaması bankaları yüksek oranda likidite riski ile karşı karşıya bırakıp Şubat 2001 krizine yakalanmalarına neden olmuştur.

Türkiye'de de şu anda Merkez Bankası aracılığıyla 2001 krizinde günümüze kadar dalgalı kur rejimi sürdürülmektedir Dalgalı kur rejimlerinde, döviz kurları politika aracı olmaktan çıkar ve kurlar üzerine herhangi bir hedef belirlenmez. Kurlar serbest piyasada arz ve talep dengesi sonrası oluşur.

Merkez Bankası Döviz kuru politika açıklamasına göre; döviz arz ve talebini belirleyen 4 temel unsur aşağıda listelenmiştir (www.tcmb.gov.tr);

“Uygulanan para ve maliye politikaları, Ekonomik altyapı, Uluslararası gelişmeler, Bekleyişler”

Makroekonomik istikrarın sağlanmasında serbest dalgalı kur rejiminin seçilmesinin nedenlerini şu şekilde açıklamak mümkündür (İnan,2002). Dalgalı kur rejimlerinin dışsal ve reel sektörden gelen şoklara karşı dirençli olmasıdır. Kur tamamen serbest olduğu için piyasalar etkindir ve bu nedenle döviz piyasasında kurlar yeni oluşan durumlara ve özellikle de şoklara hızla ve tam olarak uyum sağlarlar. Dış ticarette kurun değerlenmesine bağlı bir rekabet kaybının yaşanmaması, dolayısıyla ödemeler dengesi açısından bir sorun ortaya çıkmaz

Bununla birlikte Banka; finansal istikrara yönelik riskleri azaltmak amacıyla, Türk lirasının aşırı değerlenmesi veya değer kaybetmesine karşı tedbirler almaktadır. Örneğin; ülkemizde, zaman zaman Türkiye Cumhuriyeti Merkez Bankası (TCMB)’nın para politikası araçları, banka kotasyonları, ihale yöntemi ile döviz kurlarına müdahale ettiği görülmektedir. TCMB internet sitesinde döviz müdahalelerinin ardındaki dayanağı şu ifadelerle açıklıyor: “Merkez Bankası, hükümetle birlikte Türk lirasının iç ve dış değerini korumak için gerekli tedbirleri alır ve yabancı paralar ile altın karşısındaki muadeletini tespit etmeye yönelik kur rejimini belirler. Merkez Bankası, uyguladığı para politikası çerçevesinde, Türk lirasının yabancı paralar karşısındaki değerini belirlemek amacıyla, döviz ve efektiflerin vadesiz ve vadeli alım ve satımı ile şartları önceden belirlenmek suretiyle dövizlerin Türk lirası ile değişimi ve diğer türev işlemleri yapabilir.” (www.tcmb.gov.tr)

Türk ekonomisi 2001 yılında girdiği bankacılık krizi sonrasında döviz kurları 2002-2013 yılları arasında yavaş artış gösterirken 2014-2019 yıllarında daha hızlı artış göstermiş, 2018 Ağustos ayında tarihi seviyeye ulaşmıştır. Diğer bir ifade ile döviz kurları zaman içinde ani artışlar göstermektedir. Döviz kurlarındaki bu tablo belirsizliğe ve tedirginliğe neden olmaktadır.

Döviz kurlarındaki bu değişimler, ekonomi üzerinde tahribat yaratmakta ve makroekonomik göstergeleri bozmaktadırlar. Ayrıca hane halkları üzerinde tedirginliğe ve belirsizliğe neden olmaktadır. Firmalarında rekabet gücünü azaltarak, döviz ile ticaret yapan firmaları olumsuz etkilemektedir. Ayrıca piyasalardaki istikrarsızlık ulusal ve uluslar arası krizler ülkelerin refah seviyelerini olumsuz etkilemiştir. Türkiye için, ekonomik krizleri ortaya çıkaran etmenlerin anlaşılması için döviz kuru ve makroekonomik değişkenler arasındaki ilişkilerin incelenmesi önem arz etmektedir.

Bu önemin temelinde GSYH, enflasyon, sanayi üretim vb. birçok makroekonomik göstergenin döviz kurunu etkilemesi ve etkilenmesi bulunmaktadır. Semuel ve Nurina 2015 yılında yaptıkları çalışmada, GSYH; Akıcı ve Yılmaz'ın 2016 yılında yaptıkları çalışmada, faiz oranlarının; Chowdhury'nin 2012 yılında yaptığı çalışmada, kamu harcamalarının; Dinçer vd.' lerinin 2017 yılında yaptığı çalışmada; ekonomik büyüme ve cari açığın döviz kurlarını etkilediğini belirlemiştir. Serbest dalgalanan kur rejimine en yakın dövizler olarak, ABD Doları, Japon Yeni ve Euro gösterilmektedir. "Dalgalanmadan Korkma" adlı çalışmalarında Calvo ve Reinhart, (2000) belirtilen dövizleri serbest dalgalanan kur rejimi için gösterge (benchmark) olarak kullanmıştır.

Ticari ilişkiler ve küresel sermaye açıcından, ülkemizde Amerika Birleşik Devletleri (ABD) doları, Avrupa Birliği Euro, İngiltere Sterlin ve Japonya Japon Yeni kurlarında yaşanan ani çıkışlar ve bu durumlara Merkez Bankası tarafından yapılan müdahaleler söz konusu kurlarda gerçekleşen hareketlerin ülkemizde tedirginliğe yol açtığı gözlemlenmektedir. Döviz kurlarına yapılan müdahalelerin yerinde olabilmesi için döviz kurlarını etkileyen makroekonomik göstergelerin belirlenmesi önem arz etmektedir.

Bizde bu çalışmada Dolar/TL, Euro/TL, Yen/TL ve Sterlin/TL kurlarının dinamik yapılarını ve makroekonomik gösterge açıklama haberlerinin bu kurların getiri ve oynaklarında yarattıkları değişiklikleri araştırmayı amaçlamaktayız. Bu

amaçla, bahsi geçen kurlara ait 02.01.2015 - 31.12.2018 dönemi için günlük getiri serilerini ele aldık.

Makroekonomik değişkenler olarak çeyreklik dönemlerde yayımlanan gayrisafi yurtiçi hasıladaki yüzde değişim (GSYH), aylık olarak yayımlanan tüketici fiyatları endeksindeki yüzde değişim (TUFE) ve aylık sanayi üretim endeksindeki yüzde değişim (SANAYI) verileri ile aylık açıklanan satın alma yöneticileri endeksi (PMI) verileri alınmıştır.

Çalışmanın birinci bölümünde, finansal serilerde risk ve oynaklık kavramları ele alınmış, oynaklık modellerinin tarihsel gelişiminden bahsedilmiştir. İkinci ve üçüncü bölümde modellerin tahmininde kullanılan tek değişkenli ortalama modelleri ve otoregresif koşullu değişen varyans modelleri hakkında bilgiler verilmiştir. Çalışmanın dördüncü bölümünde makroekonomik değişkenlerin yalnızca varyans modeline, yalnızca ortalama modeline ve hem varyans hem de ortalama modeline etkisinin olup olmadığı genelleştirilmiş otoregresif koşullu değişen varyans (GARCH) modelleri ile araştırılmıştır. Bu kapsamda inovasyon teriminin normal (norm), Student t (std), genelleştirilmiş hata (ged), çarpık Student t (sstd), çarpık genelleştirilmiş hata (sged), normal ters Gauss (nig) dağılım varsayımları altında GARCH, üssel GARCH (EGARCH), asimetrik güç koşullu değişen varyans (APARCH), Glosten, Jagannathan ve Runkle GARCH (GJRGARCH) modelleri arasından en uygun modeller Akaike Bilgi Kriteri'ne (AIC) göre belirlenmiştir. Uygulanan ekonometrik yöntemde R programı kullanılmıştır. Çalışmanın son kısmında ise araştırmada yapılan testler sonucunda ulaşılan bulgulara ve bulguların değerlendirilmesi yapılmıştır.

1. BÖLÜM

1. FİNANSAL SERİLERDE RİSK ve OYNAKLIK

Risk, finans teorisinin en önemli unsurlarından biridir. Finansal açıdan risk, kısaca bir yatırımda beklentilerin karşılanmaması durumu olarak düşünülebilir. Finansal piyasalarda birçok risk çeşidi mevcuttur ve herhangi bir finansal varlığın değerlemesinde, ödemelerde muhtemel gecikme ve/veya geri ödememe ihtimali yaratacak risklerin göz önünde bulundurulması gerekmektedir. Finansal piyasalarda riskler; piyasa riskleri, kredi riski, likidite riski, operasyonel risk başlıkları altında toplanabilmektedir.

- Piyasa Riski, piyasalardaki hareketlerden kaynaklı yatırım pozisyonun değerinde meydana gelen değişiklikler olarak tanımlanır.

- Kredi Riski, karşı tarafın finansal zorluk yaşamasından kaynaklı olarak verilen bir borcun geri alınamaması riskidir.

- Likidite Riski, yapılan bir yatırımın piyasada hızlı bir şekilde nakite dönüştürülememesi riskidir.

- Operasyonel Risk, takip edilen süreçlerin yetersiz ve/veya işlevsiz olmasından, yönetimsel yetersizliklerden, insani faktörlerden v.b. nedenlerden yatırım pozisyonun değerinde meydana gelen değişiklikler olarak tanımlanır.

Riskler, aslında geleceğin bugün için belirsiz olmasından kaynaklı oluşmaktadır. Bu nedenle, risklerin analiz edilmesi için öncelikle, riskin ölçülmesi gerekir. Bu amaçla, risk ölçüleri olarak adlandırılan ve riskin ölçülebilmesi için tanımlanan matematiksel fonksiyonlar kullanılır. Yatırımcılar açısından piyasa riski

derin bir araştırma konusu olmuş ve piyasa riski için çeşitli risk ölçüleri geliştirilmiştir. Çalışmalarda ve yatırım analizlerinde yaygın kullanıma sahip üç risk ölçüsü mevcuttur. Bu ölçüler; oynaklık (standart sapma), Riske Maruz Değer ve Rockafellar ve Uryasev (2000) tarafından önerilen Koşullu Riske Maruz Değer[1]'dir.

Bu tez içeriğinde, getiri serilerinin özelliklerini dikkate alarak analizlerde oynaklığı risk ölçüsü olarak kabul etmiştir. Bölüm 1.1.'de finansal getiriler ve getiri serilerinin genel kabul görmüş özellikleri üzerinde durulacak, Bölüm 1.2'de ise getiri serilerinin özellikleri çerçevesinde oynaklık modellerinin tarihsel gelişimi sunulacaktır.

1.1. Finansal Getiriler ve Özellikleri

Finansal getiri, yatırımın yada porföyün değerinin zaman içinde büyüme oranı olarak tanımlanır. Finansal uygulamalarda, getiri (R_t) ve logaritmik getiri (R_t, log-getiri) olmak üzere iki çeşit getiri tanımı mevcuttur. Bir dönemlik yatırıma ait getiri tanımları sırasıyla, aşağıda verilmiştir.

$$R_t = \frac{P_t - P_{t-1}}{P_{t-1}} \qquad\qquad r_t = \ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right)$$

Burada, P_t yatırımın t anındaki değerini göstermektedir.

Geleceğe dair fiyatlar bugün için belirsizlik içerir ve bu nedenle, finansal getiriler, rasgele değişkenlerdir. Bir rasgele değişken olarak, finansal getiriler belirli bir beklenen değer ve varyans altında bir olasılık dağılımı izlerler. Zaman içinde yapılan çalışmalar finansal getiri serilerinin dağılımsal ve dinamik birçok özellik taşıdığını göstermiştir. Bu özellikler, aşağıda verildiği gibi listelenebilmektedir.

[1] R. T. Rockafellar and S. P. Uryasev. Optimization of conditional value-at-risk. Journal of Risk 2:21–42, 2000.

1. (Dağılımsal Özellik) Asimetrik Dağılım: Finansal piyasalarda, belirli bir miktarda kayıp yaşama olasılığı, aynı miktarda kazanç yaşama olasılığından daha fazla olarak tespit edilmiştir. Bu özellik istatistiksel olarak getiri dağılımının sola kuyruklu yani asimetrik olduğunu göstermektedir.

2. (Dağılımsal Özellik) Kalın Kuyruklu Dağılım: Finansal piyasalarda yüksek miktarlarda kazanç ve kayıp yaşama olasılıkları genel olarak normal dağılıma göre daha fazladır. Bu özellik istatistiksel olarak getiri dağılımının kalın kuyruklu olmasının bir göstergesidir.

3. (Dinamik Yapı Özelliği) Getiri Gerileri Otokorelasyonsuzdurlar: Yapılan çalışmalar getiri serilerinin kendi geçmiş değerlerinde bağımsız olarak hareket ettiklerini göstermişlerdir. Bu özellik, zaman serisi kavramı olarak finansal getirilerde otokorelasyonun var olmadığının bir göstergesidir.

4. (Dinamik Yapı Özelliği) Oynaklık Kümelenmesi: Mandelbrot (1963) çalışması ile tanımlanmış olan bu özellik, finansal piyasalarda işlem gören finansal varlık fiyatlarında, büyük miktarlı değişimleri büyük miktarlı, küçük miktarlı değişimleri de yine küçük miktarlı değişimlerin takip ettiğini söyler. Diğer bir ifade ile oynaklığın kümelemeler (Volatility Clustering) oluştuğunu ifade edilmiştir. Bu durum, zaman serisi kavramı olarak, finansal getirilerin oynaklıklarının zaman içinde otoregresif dinamik bir yapı gösterdiğini, statik olmadığını belirtmektedir.

5. (Dinamik Yapı Özelliği) Kaldıraç Özelliği: Finansal piyasalarda gerçekleşen negatif bir şok, piyasaları belirsizliğe sokacak olmasından dolayı oynaklığı artırırken; gerçekleşen pozitif bir şok (iyi haber) piyasaları dengeye sokacak olmasından dolayı oynaklığı

düşürür. Piyasalardaki bu fiyat hareketleri ile oynaklık arasındaki negatif ilişki kaldıraç etkisi olarak adlandırılır. Zaman serisi kavramı olarak bu özellik yapısal bir asimetridir ve varlığı, direk olarak modele katılan yapılar yardımı ile tespit edilir.

1.2. Oynaklık Modellerinin Tarihsel Gelişimi

Markowitz (1952) çalışması ile birlikte riskin matematiksel (istatistiksel) bir model ile ifade edilmesi ilk defa literatüre girmiştir. Markowitz (1952) ile başlayan ve Sharp (1964) ile hız kazanan teori, yatırımcıların portföylerini seçerken sahip oldukları problemi, getirinin risk ile olan bağının ortaya koyulması olarak tanımlamaktadır. Bu çalışmalar, riskin, ilgilenilen varlığın fiyatındaki oynaklıklar cinsinden ölçülebilir olduğunu varsaymışlardır. Oynaklık, istatistikte merkezi yayılım ölçüsü olarak kullanılan standart sapma ile tanımlanmıştır. Diğer bir deyişle, döviz kurları, faiz oranları, hisse senetleri ve borsa endeksleri gibi finansal ürünlerin oynaklıkları, beklenen değerlerden sapması olarak tanımlanmıştır. Bu teoriler daha sonra 1990 yılında Nobel ödülünü paylaşmışlardır.

Markowitz'in risk tanımı olan standart sapma ile bir yatırımcı geçmiş fiyatları elde eder ve geriye dönük bir risk tahmini sağlayacak olan standart sapmalarını hesaplayabilir. Ancak, yatırımcının esas problemi, geçmişinden ziyade gelecekteki oynaklığı tahmin etmektir (Percheklii, 2014) [2]. Bu bağlamda, oynaklık literatüründe önemli noktalardan biri, oynaklığın kestirilebilip kestirilemediğidir.

Diğer bir açıdan ise ekonomide yaşanan hızlı değişmeler oynaklığın artmasına neden olmakta ve bu değişmelerin beraberinde getireceği beklenmedik olaylar ise oynaklık tahminlerinin gücünü azaltmaktadır (Akman, 2007). Bu açıdan bakıldığında ise oynaklık tahmin edilebilir olsa bile tahminlerin ne ölçüde başarılı olduğu bir diğer araştırma konusudur (Poon ve Granger, 2003).

[2] COMPARISON BETWEEN IMPLIED AND HISTORICAL VOLATILITY FORECASTS: EVIDENCE FROM THE RUSSIAN STOCK MARKET
Thesis Supervisor: Olesia Verchenko by Denys Percheklii

Bu konuda literatürdeki çalışmalar, finansal piyasa ürünlerinin gelecek değerlerinden se getirilerin oynaklığının tahmin edilebilir olduğu belirtmektedir (Andersen vd., 2001). Bundan kaynaklı, bu konuda yapılan uygulamalı ve teorik çalışmalar finansal serilerin oynaklığının modellenmesine odaklanmış ve araştırmacılar önceki bölümde listelenmiş olan finansal getiri serilerinin özelliklerini en iyi şekilde açıklayacak modeller keşfetmişlerdir (Ünal, 2009). Bununla birlikte, finansal zaman serilerinde mevcut karmaşık yapılar, bu serilere daha iyi açıklayabilmeye yönelik oynaklık modellerinin çeşitlenmesine neden olmuştur.

Dinamik yapı özelliklerine yönelik model gelişimi;

Mandelbrot (1963) çalışmasında ortaya koyduğu oynaklık kümelenmesi özelliği ile finansal getiri serilerinin birbirleriyle doğrusal olmasa da bir ilişkiye sahip olduğunu ortaya konulmaktadır. Geleneksel ekonometri yöntemlerinin temel varsayımlarından biri olan, hata terimlerinin sabit varyansa sahip olduğu varsayımı bu durumda sağlanmamakta ve ak gürültü süreci (white noise process) varsayımı altında doğru modele ulaşılamayacağı belirtilmektedir. Sonuç olarak, otoregresif değişen varyans süreci olarak nitelendirilen bu durumunda, yeni modelleme yaklaşımlarına ihtiyaç duyulmaktadır. Bu bağlamda, ilk model Engle (1982) tarafından önerilen ARCH modelidir ve bunu Bollerslev (1986)'in GARCH modeli izlemiştir. ARCH/GARCH modelleri, bundan sonra finansal serilerinin oynaklığının modellenmesinde temel modellerden biri haline gelmiştir (Bollerslev vd., 1992).

ARCH/GARCH modelleri, getirilerin sadece büyüklüklerini dikkate alırken, yapısal asimetri özelliklerini yani kaldıraç etkisini dikkate almamaktadır. Fakat getirilerin taşıdığı temel özelliklerden bir tanesi de bu asimetridir. Bu amaçla, asimetrik etkileri dikkate alan birçok model önerilmiştir. Bu modellerden en yaygın kullanıma sahip olanları, Nelson (1991) tarafından önerilen Üstel GARCH (EGARCH), Zakoian (1994) tarafından önerilen Eşik değerli GARCH (TGARCH), Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) tarafından önerilen GJR GARCH ve Ding v.d. (1993) tarafından önerilen Asimetrik Güç ARCH (APARCH) modelleridir.

Bir otoregresif modelin durağan olmaması, koşullu varyans tahmininde, piyasada meydana gelen bir şokun etkisinin oynaklıkta uzun dönem kalıcı (persistence) olduğunu göstermektedir. Engle ve Bollerslev (1986), modelin sergilediği bu hareketi "varyansta tümleşme" yada "varyansta durağan olmama" olarak nitelendirmektedir. Bu özelliğe sahip seriler için şokların oynaklıkta kalıcılığının yakalanabilmesine yönelik Entegre GARCH (IGARCH) modelini önermektedir.

IGARCH modeli, üstün yanlarının yanında, piyasada meydana gelen şokların etkisinin oynaklıkta mevcut kalıcılığını yeterince yakalayamamaktadır. Baille vd. (1996) çalışmalarında kesirli tümleşik GARCH (FIGARCH) modeli ortaya koyarak IGARCH modelinin tahmin performansını artırmaya çalışmışlardır. Döviz kurları üzerinde yaptıkları amprik çalışmada, oynaklığın FIGARCH modeli kullanılarak daha iyi tahmin edildiği bulgusuna ulaşmışlardır.

Dağılımsal yapı özelliklerine yönelik model gelişimi;

Hata teriminin koşullu normal dağılıma sahip olduğu ARCH ve GARCH modelleri, finansal serilerin oynaklığını modellemekte iyi performans göstermelerine rağmen, bu modeller standartlaştırılmış artık değerlerde gözlemlenen ortalama etrafında aşırı basıklığı ortadan kaldırmakta yeterli olmamaktadır (Bollerslev, 1987; Hsieh, 1989; Baillie ve Bollerslev 1989). Bu sorunun üstesinden gelmek amacıyla, Bollerslev (1987), ARCH/GARCH modellerinde hata dağılımını, koşullu t dağılımı olaran varsayan bir model kullanmıştır. GARCH(1,1)-t olarak adlandırılan bu model, hisse senedi ve döviz kuru oynaklık tahminlerinde iyi performans sergilemiştir. Hsieh (1989), hata terimleri için normal-Poisson bileşke dağılımın kullanılabileceğini önermiştir. Nelson (1991), EGARCH'ı tahmin ederken Genelleştirilmiş Hata Dağılımını (GED) önermiştir, çünkü bu dağılım, örneğin Student-t dağılımıyla karşılaştırıldığında durağanlığın sağlanması açısından daha iyi sonuçlar vermektedir.

Zaman içinde GARCH modelleri ile birlikte birçok dağılım kullanıldığını görmekteyiz. Bu dağılımlardan bazıları; Azzalini and Capitanio (2002) tarafından önerilen Çarpık Dağılımlar (Çarpık Normal, Çarpık t v.b.), Barddorff ve Nielsen (1977) tarafından önerilen genelleştirilmiş hiperbolik dağılımlardır (Hiperbolik Dağılım, Normal Ters Gauss Dağılımı, Çarpık Hiperbolik t-Dağılımı v.b.).

2. BÖLÜM

2. TEK DEĞİŞKENLİ ORTALAMA MODELLERİ

Değerleri zaman içinde değişkenlik gösteren değişkenler zaman serileri olarak adlandırılır ve bir rassal değişkenin zaman içinde izlediği dinamik yapı tahmin edilmek istenildiğinde, şüphesiz zaman serisi analizinden faydalanılmaktadır. Bir zaman serisi, rassal değişkenlerin zaman içinde oluşturduğu bir dizidir ve $\{y_t\}_{t\in T}$ ile gösterilir (Tsay, 2002). Zaman serileri analizi, temelinde regresyon analizine dayanmaktadır. Bir zaman serinin, dinamik yapısı sadece kendi geçmiş değerleri, kalıntı ve kalıntı geçmişlerinin bir fonksiyonu olarak ifade edildiğinde tek değişkenli zaman serileri analizi, diğer taraftan serinin dinamik yapısı hem kendi hem başka değişkenlerin geçmiş değerleri, kalıntıları ve kalıntı geçmişlerinin bir fonksiyonu olarak ifade edildiğinde ise çok değişkenli zaman serileri analizi olarak adlandırılır. Ampirik uygulamalarda ise zaman bağlı gözlemlenen verinin dinamik yapısı teorik zaman serisi modelleri ile yakalanmaya çalışılır. Bu bağlamda, zaman serileri analizinde, durağanlık, dinamik bağımlılık, serisel korelasyon, ortalama modelleri ve kestirim kavramları önem kazanır (Tsay, 2002). Tezin bu bölümünde zaman serileri analizinde mevcut önemli kavramlar ve tek değişkenli doğrusal ortalama modellerinden bahsedilecektir.

Bölüm 2.1'de zaman serilerinin temel kavramlarından bahsedilecektir. Bölüm 2.2'de tek değişkenli doğrusal ortalama modellerinden bahsedilecektir.

2.1. Zaman Serilerinin Temel Kavramları

Zaman serilerinde en önemli kavram durağanlık kavramıdır ve zaman serileri analizinin temelini oluşturur. Eğer $\forall t \in T$ için, $(y_{t_1}, y_{t_2}, \dots, y_{t_n})$'nın ortak olasılık dağılımı, $(y_{t_1+t}, y_{t_2+t}, \dots, y_{t_n+t})$'nin ortak olasılık dağılımı ile özdeş ise $\{y_t\}_{t\in T}$ zaman serisi güçlü durağan olarak adlandırılır. Burada, n pozitif bir tamsayı

olmak üzere, $(t_1,\ t_2, \dots, t_n)$, n pozitif tamsayısının bir kümesidir. Fakat bu koşul ampirik uygulamalarda ispatlanması kolay bir koşul değildir ve bu nedenle bu tanım hafifletilerek zayıf durağanlık kavramı ortaya atılmıştır. $\{y_t\}_{t\in T}$ zaman serisi

i. $E(y_t) = \mu$
ii. $Cov(y_t, y_{t-\ell}) = \gamma_\ell$, sadece ℓ'ye bağlı,

koşullarını sağladığı takdirde zayıf durağandır (Tsay, 2002). Burada, $Cov(y_t, y_{t-\ell})$, ℓ. gecikmeli otokovaryans olarak adlandırılır ve $\gamma_0 = Var(y_t)$'dir.

Zaman serilerinde, çeşitli serisel bağımlılık yapıları yer almaktadır. Bu nedenle, zaman serileri analizinde, korelasyon kavramının yerini otokorelasyon fonksiyonu almaktadır. Otokorelasyonlar, y_t ile $y_{t-\ell}$ gecikmesi arasındaki doğrusal bağımlılık yapısını anlamamızı sağlar ve durağan bir zaman serisi için ℓ. derece otokorelasyon Denklem (1) ile hesaplanır (Tsay, 2002).

$$\rho_\ell = \frac{Cov(y_t, y_{t-\ell})}{\sqrt{Var(y_t).Var(y_{t-\ell})}} = \frac{Cov(y_t, y_{t-\ell})}{Var(y_t)} = \frac{\gamma_\ell}{\gamma_0} \quad (1)$$

Otokorelasyonlar, standart korelasyon katsayıları gibi $-1 < \rho_\ell < 1$ 'dir. $\ell = 0, 1, 2, \dots$ değerleri için ρ_ℓ değerlerinin çizildiği grafik de otokorelasyon fonksiyonu (ACF) olarak adlandırılır.

Serisel korelasyonun tespitinde yaygın kullanıma sahip iki test mevcuttur. Bu testlerden ilki Box ve Pierce (1970) tarafından önerilen Q-istatistiğidir. Bu test ℓ. dereceye kadar otokorelasyonların varlığını ortak olarak test eder. Q-istatistiği Denklem (2)'de verildiği gibidir.

$$Q = T \sum_{k=1}^{\ell} \hat{\rho}_k \sim \chi_\ell \quad (2)$$

Burada, T, örneklem büyüklüğünü, ℓ, gecikme sayısını göstermektedir.

Testlerden ikincisi ise Ljung-Box (1978) tarafından önerilen Q^*-istatistiğidir. Bu test de, Box-Pierce testine benzer şekilde ℓ. dereceye kadar otokorelasyonların varlığını ortak olarak test eder. Q^* −istatistiği Denklem (3)'de verilmiştir.

$$Q^* = T(T+2)\sum_{k=1}^{\ell}\hat{\rho}_k^2 \sim \chi_\ell \tag{3}$$

Regresyon analizinden farklı olarak zaman serilerinde teorik olarak kalıntılar da ak gürültü süreci olarak adlandırılan bir süreçtir. Bu süreç, sıfır ortalamalı, sabit varyanslı ve serisel korelasyon içermeyen durağan bir süreçtir (Fabozzi v.d., 2014).

2.2. Tek Değişkenli Doğrusal Ortalama Modelleri

Bu modeller, zaman serilerinin değerlerini hem kendi gecikmelerine, hem kalıntılara hem de kalıntıların gecikmelerine doğrusal olarak bağlı tanımlarlar. Bu bağlamda, tahmin gücü yüksektir ve kalıntılar yardımı ile koşullu varyans yapılarını modellemeye olanak sağlar. Bu nedenle oldukça avantajlıdır.

Durağan zaman serisi modelleri üç farklı başlıkta incelenmektedir. Bunlardan ilki otoregressif süreç (AR-Autoregressive), ikincisi hareketli ortalama süreci (MA-Moving Average) ve üçüncüsü ilk iki modelin birleşiminden oluşan otoregressif hareketli ortalama sürecidir (ARMA- Autoregressive Moving Average). Zaman serisinin durağan olmaması halinde fark almak suretiyle seri durağanlaştırılır ve farkı alınmış yeni seri otoregressif bütünleşmiş hareketli ortalama süreci (ARIMA-Autoregressive Integrated Moving Average) olarak adlandırılır (Bozkurt, 2007). Box ve Jenkins (1970), ARIMA modellerini mevsimsel zaman serilerini de kapsayacak şekilde geliştirmişlerdir. Literatürde bu modeller mevsimsel otoregressif

bütünleşmiş hareketli ortalama (SARIMA-Seasonal Autoregressive Integrated Moving Average) olarak adlandırılırlar.

Bölüm 2.2.1'de AR modelleri, Bölüm 2.2.2.'de MA modelleri, Bölüm 2.2.3.'de ARMA modelleri, Bölüm 2.3'de ARIMA modelleri ve Bölüm 2.4'de ise SARIMA modelleri tanıtılacaktır.

2.2.1. Otoregressif Modeller

Bir zaman serisi kendi gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu şeklinde ifade ediliyorsa, AR süreç olarak tanımlanır. Bu tanımdan hareketle AR(1) sürecinde y_t değişkeni, kendisinin bir dönem gecikmeli değeri y_{t-1} ve bir hata terimi e_t tarafından açıklanır ve Denklem (4)'deki gibi gösterilir (Planas, 1997).

$$(1 - \phi B) y_t = e_t \tag{4}$$

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + e_t \tag{5}$$

Burada, hata teriminin e_t'nin bağımsız özdeş dağılan (iid), sabit varyans ve sıfır ortalamaya sahip olduğu varsayılmaktadır.

$$e_t \approx ID(0, \sigma^2) \tag{6}$$

AR(1) sürecinin varyansı bütün dönemler boyunca bu varyansın sabit olduğu varsayımı altında aşağıdaki gibi elde edilir;

$$E[y_t^2] = E[(\phi_1 y_{t-1} + e_t)^2] \quad (7)$$

$$= \phi_1^2 \sigma_y^2 + \sigma_e^2$$

$$= \frac{1}{1-\phi_1^2} \sigma_e^2$$

$$= \gamma(0)$$

AR(1) sürecinin kovaryansını $\gamma(k)$ elde etmek için (5) numaralı eşitliğin her iki tarafı y_{t-k} ile çarpılıp beklenen değeri alındığında ;

$$E[y_t y_{t-k}] = \phi_1 E[y_{t-1} y_{t-k}] + E[e_t y_{t-k}] \quad (8)$$

(8) numaralı eşitlik yeniden düzenlendiğinde**;**

$$\gamma(k) = \phi_1 \gamma(k-1) \quad (9)$$

elde edilir. Daha genel olarak k gecikmeli kovaryanslar;

$$\gamma(k) = \phi_1^k \gamma(0) \quad (10)$$

olarak elde edilir.

AR(1) modelinin durağan olabilmesi için $\phi(B) = 0$ polinomunun ters kökleri birim çemberin dışında olmalıdır. $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p$ ve $(1 - \phi_1 B) = 0$ ise AR(1) durağanlık koşulu$|\phi_1| < 1$'dir (Planas, 1997).

AR(2) gecikme operatörü yardımı ile;

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) y_t = e_t \quad (11)$$

ya da

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + e_t \tag{12}$$

olarak tanımlanır.

AR(2) modelinin durağan olabilmesi için $(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2) = 0$ polinomunun ters kökleri birim çemberin dışında olmalıdır. AR(2) süreci için durağanlık koşulları;

$$\phi_2 - \phi_1 < 1,\ \phi_2 + \phi_1 < 1, |\ \phi_2| < 1 \tag{13}$$

Denklem (5)'de verilen model genişletilerek genel olarak p. dereceden bir AR modeli ;

$$\phi(B) y_t = e_t \tag{14}$$

$$y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_p y_{t-p} + e_t \tag{15}$$

Olarak tanımlanır ve AR(p) olarak tanımlanır. Burada p gecikme sayısı olup modelin standart otoregresif derecesidir.

2.2.2. Hareketli Ortalama Modelleri

Hareketli ortalama modelleri, bir zaman serisinin gözlem değerlerinin, aynı dönemdeki hata terimi ve geçmiş dönemlere ait hata terimlerinin doğrusal bir kombinasyonu olarak gösterildiği modellerdir. MA(1) modeli;

$$y_t = (1 - \theta B)e_t \tag{16}$$

$$y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} \tag{17}$$

Olarak tanımlanır. Burada $|\theta| < 1$ olmalıdır. Bu koşul tersi alınabilirlik koşuludur. MA(1) sürecinin varyansı ;

$$E[y_t^2] = E[(e_t - \theta_1 e_{t-1})^2] \tag{18}$$

$$= (1 + \theta_1^2)\sigma^2$$

$$= \gamma(0)$$

ve kovaryansı;

$$E[y_t y_{t-k}] = \gamma(k) = E[(e_t - \theta_1 e_{t-1})(e_{t-k} - \theta_1 e_{t-k-1})] \tag{19}$$

$$\gamma(k) = -\theta\sigma^2, k > 1 \text{ için } \gamma(k) = 0 \tag{20}$$

olarak elde edilir MA(1) süreci genelleştirilirse q. dereceden bir MA(q) süreci ;

$$y_t = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \cdots - \theta_q e_{t-q} \tag{21}$$

$$y_t = \theta(B)e_t \tag{22}$$

şeklinde gösterilir. Burada $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q$ şeklindedir.

2.2.3. Otoregressif Hareketli Ortalama Modelleri

ARMA modelleri, zaman serisinin gözlem değerlerinin, belirli sayıda gecikmeli gözlem değerlerinin ve hata terimlerinin doğrusal bir kombinasyonu olarak gösterildiği modellerdir. ARMA(1,1) modeli;

$$(1 - \phi_1 B) y_t = (1 - \theta_1 B) e_t \tag{23}$$

şeklinde ki gibi tanımlanır. Bu model genişletilebilir ve genel olarak ARMA(p,q) modeli AR(p) ve MA(q) süreçlerinin bir araya getirilmesiyle oluşur.

$$y_t - \phi_1 y_{t-1} - \cdots - \phi_p y_{t-p} = e_t - \theta_1 e_{t-1} - \cdots - \theta_q e_{-qt} \tag{24}$$

$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \cdots - \phi_p B^p$ ve $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \cdots - \theta_q B^q$ ise ARMA(p,q) süreci;

$$\phi(B) y_t = \theta(B) e_t \tag{25}$$

şeklinde gösterilir.

2.3. Otoregressif Bütünleşik Hareketli Ortalama Modelleri

Eğer bir zaman serisi durağan değilse ARMA modeli oluşturmak için öncelikle serinin durağanlaştırılması gerekir. Seri kaçıncı dereceden bütünleşik ise o kadar farkını alıp durağan hale getirdikten sonra oluşturulan modellere ARIMA modelleri denmektedir. $\phi(B)$ ve $\theta(B)$ sırasıyla p. ve q. dereceden polinomlar olup mevsimsel olmayan y_t için ARIMA(p,d,q) süreci Denklem (26)'deki gibi tanımlanmaktadır.

$$\phi(B)\Delta^d y_t = \theta(B)e_t \tag{26}$$

$\phi(B)$ ve $\theta(B)$ sırasıyla durağanlık ve tersi alınabilirlik koşullarını sağlayan polinomlar ve $\Delta = 1 - B$ ise fark işlemcisidir. d, durağanlığın sağlanabilmesi için gerekli minimum fark alma sayısını göstermektedir.

2.4. Mevsimsel Otoregressif Bütünleşik Hareketli Ortalama Modelleri

Box ve Jenkins (1970) ARIMA modellerini mevsimsel zaman serilerini de kapsayacak şekilde geliştirmişlerdir. Her yıl s kez gözlenen bir zaman serisinde herhangi bir aydaki gözlem değerinin ardışık yılın aynı ayındaki gözlem değeriyle benzer özellikler göstereceğinden hareketle SARIMA modellerini geliştirmişlerdir.

$$\Phi_s(B^s)\Delta_s^D y_t = \Theta_s(B^s)\alpha_t \tag{27}$$

$\Phi_s(B^s)$ ve $\Theta_s(B^s)\alpha_t$ sırasıyla P. dereceden sonlu mevsimsel otoregresif polinom ve Q. dereceden sonlu mevsimsel hareketli ortalama polinomu olup, $\Delta_s = 1 - B^s$ ise mevsimsel fark işlemcisidir. *D* serinin durağanlığının sağlanabilmesi için kaçıncı dereceden mevsimsel farkın alındığını göstermektedir. Orijinal veri oluşum sürecinde, aynı periyoda ilişkin arka arkaya gelen yıllardaki gözlemler arasındaki etkileşim α_t hata terimine yüklendiğinden Box ve Jenkins α_t'nin mevsimsel olmayan (28) numaralı eşitlikteki gibi bir süreç izlediğini varsayar (Planas, 1997):

$$\phi(B)\Delta^d \alpha_t = \theta(B) a_t \tag{28}$$

Denklem (28)'de verilen ifade denklem (27) eşitliğinde yerine koyulduğunda y_t;

$$\phi(B)\Phi_s(B^s)\Delta^d \Delta_s^D y_t = \theta(B)(B^s)\alpha_t \tag{29}$$

şeklinde modellenir. Bu gösterimde; $\Delta^d \Delta_s^D = (1-B)^d (1-B^s)^D$ şeklindedir.

SARIMA(p,d,q)(P,D,Q)s modellerinin gösteriminde; p ve q, modelin otoregresif ve hareketli ortalama derecelerini gösterirken, P ve Q modelin mevsimsel otoregresif ve mevsimsel hareketli ortalama derecelerini temsil etmektedir. Gösterimde *d* ve *D* serinin durağanlığının sağlanabilmesi için sırasıyla kaçıncı dereceden standart ve mevsimsel farkların alındığını göstermektedir.

3. BÖLÜM

3. OTOREGRESİF KOŞULLU DEĞİŞEN VARYANS MODELLERİ

Finansal piyasalarda getirilerin mutlak olmasa da bir ilişki içinde olduğu bilinmektedir (Mandelbrot, 1963; Fama, 1965). Getiri serilerine finansal varlıkların fiyatlarındaki büyük miktarlı değişimleri büyük miktarlı, küçük miktarlı değişimleri de yine küçük miktarlı değişimlerin takip ettiği görülmektedir.Oynaklık kümelenmesi olarak adlandırılan bu yapı genel olarak hata teriminin sabit varyansa sahip olmadığı değişen varyansa sahip olduğunun bir göstergesi olarak belirtilmektedir. Bu durumda ak gürültü sürecinin varlığı varsayımı altında kurulan modeller yeterli olmamaktadır. Bu sorunu ortadan kaldırmak amacıyla ortaya konan ARCH/GARCH modelleri ise finansal zaman serilerindeki bu özelliklerinin modele dahil edilebilmesi ve veri yapısına uygunluğu açısından kullanılan modellerdendir. Literatüründe, zaman serisinin özelliklerine göre, farklı uygulama alanları için farklı yapıda ARCH modelleri mevcuttur. Bu modeller arasında en sık kullanılan simetrik modeller ARCH, GARCH ve IGARCH modelleri, asimetrik modeller ise EGARCH GJRGARCH ve APARCH modelleridir.

3.1. ARCH Modeli

Engle'ın 1982'de ortaya attığı ARCH (Autoregressive Conditional Heteroscedastisity) modelinde koşullu varyans, regresyon modelinin hatalarının geçmiş değerlerinin kareleri ile modellenmektedir. ARCH süreçleri sıfır ortalamalı, serisel olarak ilişkisiz, koşulsuz varyansı (varsa) sabit, ancak koşullu varyansı zamana bağlı olarak değişen süreçlerdir.

Zaman serilerinde genellikle bir değişkenin veya değişkenler vektörünün koşullu ortalaması modellenmektedir. Örnek olarak bir klasik doğrusal regresyon modelinde Y ve X gözlemlenen değişkenleri içeren vektörler iken $Y = \beta X + u$ modeli ile bağımlı değişken y tahmin edilir. Buradaki koşullu ortalama $E[Y \mid X]$ bilinen bir biçimdedir ve parametreler tahmin edilirken bazı varsayımlar yapılır. Bu varsayımlardan biri de hata terimi u'nun koşulsuz varyansının sabit olmasıdır.

Örnek olarak durağan ve bir gecikmeli otoregresif süreç ele alınsın.

$$y_t = \phi_0 + \phi_1 y_{t-1} + u_t \tag{30}$$

burada u_t beyaz gürültü süreci olarak tanımlanmaktadır ve şu özelliklere sahiptir.

- $E[u_t] = 0$
- $E[u_t u_s] = 0, t \neq s$ için
- $E[u_t^2] = \sigma_0^2$

Otoregresif süreç kovaryans durağan ise, $E[y_t] = \mu$ olarak gösterilebilir. Burada μ sürecin koşulsuz ortalamasını göstermektedir.

$$E[y_t] = \phi_0 + \phi_1 E[y_{t-1}] + E[u_t] \tag{31}$$

$$\mu = \phi_0 + \mu\phi_1 \tag{32}$$

sonuç olarak bir gecikmeli otoregresif süreç için koşulsuz ortalama

$$\mu = \phi_0(1-\phi_1)^{-1} \tag{33}$$

olarak gösterilebilir. Daha genel bir ifadeyle süreci AR(p) için koşulsuz ortalama

$$\mu = \phi_0\left(1-\sum_{j=1}^{p}\phi_j\right)^{-1} \tag{34}$$

şeklinde yazılabilir. AR süreci, ARMA süreci olarak genelleştirildiğinde,

$$y_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^{p}\phi_j\, y_{t-j} + \sum_{j=1}^{q}\theta_j\, u_{t-j} + u_t \tag{35}$$

olarak ifade edilebilir. Denklem (35) gösterilen ARMA(p,q) süreci kovaryans durağan ise koşulsuz ortalama şu şekilde belirtilebilir.

$$y_t = \phi_0 + \sum_{j=1}^{p}\phi_j\, E\left[y_{t-j}\right] + \sum_{j=1}^{q}\theta_j\, E\left[u_{t-j}\right] + E[u_t] \tag{36}$$

$$\mu = \phi_0 + \mu\sum_{j=1}^{p}\phi_j \tag{37}$$

Buradan da ARMA(p,q) süreci için koşulsuz ortalamanın AR(p) sürecindeki koşulsuz ortalama ile aynı olduğu görülebilir (Levy, 2004).

$$\mu = \phi_0\left(1-\sum_{j=1}^{p}\phi_j\right)^{-1} \tag{38}$$

Tekrar denklem (30) ele alınsın ve burada bir dönem sonrası, y_{t+1}, öngörülmek istensin. Bu durumda t dönemine kadar olan mevcut bilgiyle koşullu ortalama

$$E[y_{t+1}|y_t] = \phi_0 + \phi_1 y_t \tag{39}$$

biçiminde gösterilebilir. y_{t+1}'i tahmin etmek için bu koşullu ortalama kullanılırsa, öngörü hatasının varyansı

$$E[(y_{t+1} - \phi_0 - \phi_1 y_t)^2] = E[u_{t+1}^2] = \sigma^2 \tag{40}$$

olacaktır.

Öngörü için koşulsuz öngörü ise denklem (31)'de belirtilmiştir. Bu koşulsuz ortalama kullanılarak öngörü hata varyansı

$$E\left[\left(y_{t+1} - \frac{\phi_0}{1-\phi_1}\right)^2\right] = E[(u_{t+1} + \phi_1 u_t + \phi_1^2 u_{t-1} + \cdots)] = \frac{\sigma^2}{1-\phi_1^2} \tag{41}$$

şeklinde gösterilir. Öngörü hatasının koşullu ve koşullu varyansı karşılaştırıldığında

$$\frac{\sigma^2}{1-\phi_1^2} > \sigma^2 \tag{42}$$

olduğu görülebilir. Dolayısıyla koşullu öngörüler daha dar güven aralığına sahip olacakları için tercih edilir (Enders, 1995).

Koşullu varyansın sabit olmadığı durum ele alındığında, yani hata terimleri $u_t = v_t\sigma_t$ sürecini izlediğinde ($v_t \sim N(0,1)$[3]), koşullu varyans en basit şekilde AR(q) süreci kullanılarak modellenebilir.

[3] Burada v_t rassal değişkeni inovasyon terimi olarak nitelendirilmektedir. Genel olarak bu rassal değişken bağımsız, özdeş, sıfır ortalamalı ve sabit varyanslı dağılıma sahip olarak düşünülür. v_t

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \cdots + \alpha_q u_{t-q}^2 \quad (43)$$

Denklem (43)'de α katsayıları sıfır iken, tahmin edilen varyans sabit olacak, sıfırdan farklı ise öngörülen varyans Denklem (43)'de belirtilen otoregresif süreci izleyecektir. Bu nedenle Denklem (43)'de belirtilen model ARCH modeli olarak tanımlanabilir. Örnek olarak ARCH(1) modeli

$$\sigma_t^2 = h_t + \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 \quad (44)$$

şeklinde gösterilebilir. Denklem (44)'de h_t hata terimlerinin koşullu varyansını, u_t ise modellenen hata terimlerini göstermektedir.

Denklem (43)'de belirlen ARCH modelinin odaklandığı nokta, varyansın, h_t, beyaz gürültü süreci olan u_{t-i}^2'lere göre nasıl değiştiğini açıklamaktır. Modelde kullanılan koşullu varyans, (h_t), ζ_{t-1} filtrasyonuna bağlıdır. Bu filtrasyon, dışsal değişkenler ve gecikmeli içsel değişkenler ile bu değişkenlerin parametre vektöründen oluşan t zamanına kadar gerçekleşmiş bilgi setini içermektedir.

$$E[u_t^2|\zeta_{t-1}] = E[h_t v_t^2|\zeta_{t-1}] = h_t E[v_t^2|\zeta_{t-1}] = h_t \quad (45)$$

Denklem (45), u_t'nin koşullu varyansının u_t'nin önceki gözlemlerine göre değiştiğini göstermektedir[4]. Dolayısıyla u_t ve u_{t-1} terimleri birbirinden bağımsız değildir, fakat aralarında korelasyon yoktur.

---

rassal değişkeni standart normal dağılıma sahipse u_t rassal değişkeni koşullu olarak normal dağılacaktır. Fakat, inovasyon terimi için normal dağılım bir zorunluluk değildir. Normal dağılım yerine kalın kuyruklu dağılımlar da tercih edilebilir (Örn. t dağılımı, GED).

[4] Böylelikle, inovasyon terimi standart normal dağılıma sahip olduğunda, $u_t|\zeta_{t-1} \sim N(0, h_t)$ yazılabilir.

$$E[u_t u_{t-1}] = E\big[E[u_t u_{t-1}|\zeta_{t-1}]\big] = E\left[u_{t-1}\sqrt{h_t}E[v_t|\zeta_{t-1}]\right] = 0 \quad (46)$$

Böylelikle ARCH süreci serisel korelasyonu değil, değişen varyans durumunu ele almaktadır.

Durağanlık varsayımı altında, Denklem (43)'de belirtilen ARCH(q) sürecinin koşulsuz ortalaması alındığında

$$\sigma^2 = \alpha_0 + \sigma^2 \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \quad (47)$$

ifadesine ulaşılabilir. Böylelikle

$$\sigma^2 = \frac{\alpha_0}{1-\sum_{i=1}^{q} \alpha_i} \quad (48)$$

yazılabilir. Denklem (48)'de görüldüğü üzere σ^2'nin pozitif olmasının koşulu $\sum_{i=1}^{q} \alpha_i < 1$ olmasıdır. Benzer şekilde koşullu varyans σ_t^2'nin pozitif olması için her i için $\alpha_i < 0$ sağlanmalıdır (Davidson ve MacKinnon, 1999).

Son olarak tekrar ARCH(1) süreci ele alınsın. Modelden görüldüğü üzere u_t'nin yüksek değerleri daha yüksek varyansa yol açacaktır. Bu süreç $u_t = v_t\sigma_t$ ifadesi ile beraber düşünüldüğünde

$$\begin{aligned} u_t^2 &= h_t v_t^2 \quad (49)\\ &= v_t^2(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)\\ &= \alpha_0 v_t^2 + \alpha_1 u_{t-1}^2 v_t^2\\ &= \alpha_0 v_t^2 + \alpha_1 u_{t-1}^2 (h_{t-1} v_{t-1}^2) \end{aligned}$$

$$= \alpha_0 v_t^2 + \alpha_1 v_t^2 v_{t-1}^2 (\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-2}^2)$$

$$\vdots$$

$$= \alpha_0 \sum_{i=0}^{n} \alpha_1^i v_t^2 \cdots v_{t-i}^2 + \alpha_1^{n+1} v_t^2 v_{t-1}^2 \cdots v_{t-n}^2 u_{t-n-1}^2$$

olarak çözülebilir. Pozitiflik kısıtı altında, n arttıkça çözümün son terimi sıfıra yaklaşır ve

$$u_t^2 = \alpha_0 \sum_{i=0}^{n} \alpha_1^i v_t^2 \cdots v_{t-i}^2 \tag{50}$$

elde edilir. Sonuç olarak u_t'nin (v_t, v_{t-1})'in doğrusal olmayan bir fonksiyonu olduğu gösterilebilir (Rachev, 2007).

Engle (1983) kısıtlama ihlal edildiğinde sürecin sonsuz varyansa sahip olacağını belirtmiştir. Zaman içinde koşullu varyans, kendi gecikmeli değerlerinin bir fonksiyonu olarak değişmektedir. Koşullu varyans denkleminde, uzun gecikme dönemlerinin kullanılmasıyla varyans parametreleri olan α'ların model içindeki sayıları artacaktır. Böyle bir durumda parametrelerin tümünün negatif olmama ve durağanlık kısıtlarını sağlayacak şekilde tahminler elde edilebilmesi zorlaşmaktadır. Bu yüzden α parametreleri üzerine uygulanan kısıtların sağlanabilmesi için gecikme dönemlerinin ağırlıkları model içinde belirlenmelidir. Engle (1983), koşullu varyans modelini gecikmeli artıkların ağırlıklarının doğrusal formda azalan bir seti şeklinde formüle ederek bu sorunu çözümlemiştir:

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sum_{i=1}^{q} \left[\frac{(q+1)-i}{S}\right] u_{t-i}^2 \tag{51}$$

Bu ifadede S, ARCH modelindeki gecikme uzunluğu toplamıdır ve $\sum_{i=1}^{q} i$ formülü ile hesaplanmaktadır (Akman, 2007).

Bir ARCH(1) süreci için

$$u_t = (\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)^{1/2} v_t \tag{52}$$

yazılabilir. Dolayısıyla sürece ilişkin dördüncü moment

$$E[u_t^4] = E[(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)^2 v_t^4] = E[(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)^2] E[v_t^4] \tag{53}$$

ile bulunabilir. Fakat

$$E[(\alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2)^2] = E[\alpha_0^2 + \alpha_1^2 u_{t-1}^4 + 2\alpha_0\alpha_1 u_{t-1}^2] = \alpha_0^2 + \alpha_1^2 E[u_{t-1}^4] + 2\alpha_0\alpha_1 E[u_{t-1}^2] \tag{54}$$

ve $E[u_{t-1}^4] = E[u_t^4]$ ve $E[u_{t-1}^2] = E[u_t^2]$ olduğundan $E[u_t^4] = 3(\alpha_0^2 + \alpha_1^2 E[u_t^4] + 2\alpha_0\alpha_1 E[u_t^2]) = 3\alpha_0^2 + 3\alpha_1^2 E[u_t^4] + 6\alpha_0\alpha_1 E[u_t^2]$ olur. $E[u_t^4] = (\alpha_0)/(1-\alpha_1)$ kullanılarak

$$E[u_t^4](1 - 3\alpha_1) = 3\left(\alpha_0^2 + \frac{2\alpha_0^2}{1-\alpha_1}\right) = \frac{3\alpha_0^2}{1-3\alpha_1}\left(\frac{1+\alpha_1}{1-\alpha_1}\right) \tag{55}$$

yazılabilir. Sonuçta ARCH(1) sürecinin basıklık katsayısı

$$K = \frac{E[u_t^4]}{E[u_t^2]^2} = \frac{3\alpha_0^2}{1-3\alpha_1}\left(\frac{1+\alpha_1}{1-\alpha_1}\right)\frac{(1-\alpha_1^2)}{1-3\alpha_1^2} \tag{56}$$

olarak ifade edilebilir. Denklem (56) sadeleştirilirse

$$K = 3\frac{(1+\alpha_1)(1-\alpha_1)}{1-3\alpha_1^2} = 3\frac{(1-\alpha_1^2)}{1-3\alpha_1^2} \tag{57}$$

elde edilir. Denklem (57)'de görüldüğü üzere ARCH(1) sürecinin basıklık katsayısının sonlu bir değer olabilmesi için iki koşul gereklidir:

- $\alpha_1 < 1$ ve
- $3\alpha_1 < 1$

Buna ek olarak $1 - \alpha_1^2 > 1 - 3\alpha_1^2$ olduğundan basıklık katsayısı 3'den büyük olacaktır. Bir başka deyişle ARCH modeli normal dağılıma göre daha sivri ve kalın kuyruklu bir yapıya sahip olacaktır.

ARCH modelinin tahmini için üç çeşit olabilirlik fonksiyonu sıklıkla kullanılmaktadır. Normallik varsayımı altında, ARCH(q) modelinin olabilirlik fonksiyonu

$$f(u_1, \cdots, u_T|\alpha) = \tag{58}$$
$$f(u_T|\zeta_{T-1})f(u_{T-1}|\zeta_{T-2}) \cdots f(u_{q+1}|\zeta_q)f(u_1, \cdots, u_{Tq}|\alpha)$$

olarak ifade edilebilir. Burada $\alpha = (\alpha_0, \alpha_1 \cdots \alpha_q)'$ ve $f(u_1 \cdots u_q|\alpha)$ fonksiyonu $u_1 \cdots u_q$'nun ortak dağılım fonksiyonudur. Örneklem yeterince büyükse, $f(u_1 \cdots u_q|\alpha)$ ifadesinin kesin formu karmaşık olduğundan, öncül olabilirlik fonksiyonundan çıkarılmaktadır. Dolayısıyla koşullu olabilirlik fonksiyonu

$$f(u_{q+1} \cdots u_T|\alpha, u_1 \cdots u_q) = \prod_{t=q+1}^{T} \frac{1}{\sqrt{2\pi\sigma_t^2}} exp\left(-\frac{u_t^2}{2\sigma_t^2}\right) \tag{59}$$

olarak yazılabilir. Denklem (59)'da belirtilen olabilirlik fonksiyonunu en büyük yapan parametre değerleri, normallik varsayımı altında koşullu maksimum olabilirlik tahmin edicisi olarak nitelendirilir. Bu amaç öncelikle fonksiyonun logaritması alınarak;

$$f(u_{q+1} \cdots u_T|\alpha, u_1 \cdots u_q) = \sum_{t=q+1}^{T} \left(-\frac{1}{2} ln(2\pi) - \frac{1}{2} ln(\sigma_t^2) - \right. \tag{60}$$
$$\left. \frac{1}{2}\frac{u_t^2}{\sigma_t^2}\right)$$

biçimine dönüşür. Sabit terimlerin türevi sıfıra eşit olduğundan denklem (60)'den düşürülebilir. İnovasyon teriminin t dağıldığı varsayımı altında ise koşullu olabilirlik fonksiyonu

$$f(u_{q+1} \cdots u_T|\alpha, A_q) = \prod_{t=q+1}^{T} \frac{\Gamma((n+1)/2)}{\Gamma(n+2)\sqrt{(n-2)\pi}} \frac{1}{\sigma_t}\left(1 + \frac{u_t^2}{(n-2)\sigma_t^2}\right) \quad (61)$$

olarak ifade edilir. Denklem (61)'de t dağılımının serbestlik derecesi n>2 ve $A_q = (u_1 \cdots u_q)$ olarak gösterilir (Tsay, 2002). Olabilirlik fonksiyonunun logaritması alındığında

$$l(u_{q+1} \cdots u_T|\alpha, n, A_q) = (T-q)\left[ln\left(\Gamma((n+1)/2)\right) - \right. \quad (62)$$

$$\left. ln\left(\Gamma\left(\frac{n}{2}\right)\right) - 0.5ln((n-2)\pi)\right] + l(u_{q+1} \cdots u_T|\alpha, A_q)$$

olur. İnovasyon teriminin t dağıldığı varsayımı altında serbestlik derecesi önceden belirlenmişse koşullu olabilirlik fonksiyonu

$$l(u_{q+1} \cdots u_T|\alpha, A_q) = -\sum_{t=q+1}^{T}\left[\frac{n+1}{2} ln\left(1 + \frac{u_t^2}{(n-2)\sigma_t^2}\right) + \frac{1}{2} ln(\sigma_t^2)\right] \quad (63)$$

eşitliği ile ifade edilir.

3.2. GARCH Modeli

Oynaklık modellemede, koşullu varyansın belirlenebilmesi için kullanılan ARCH süreçlerinde uzun gecikme yapılarının modele alınmasından kaynaklanan bazı problemlerle karşılaşılmaktadır. Yukarıda belirtildiği gibi parametre hatalarının pozitif olma kısıtının sağlanması, ARCH süreçlerinin kullanımında zorluklar ortaya çıkarmaktadır. Bu nedenle ARCH sınıfı yeni modeller oluşturulmuştur. Bu modeller gecikme yapılarına kısıtlar konarak, uzunlukların doğrusal olarak azalmalarını

sağlayabilmektedir. Bu modellerden biri de Bollerslev (1986) tarafından geliştirilen GARCH modelidir.

GARCH modeli, bazı durumlarda ARCH modeline tercih edilebilir. Örneğin, varyansın geçmiş dönem değerleri, cari değerinin belirlenmesinde etkili oluyorsa yani varyansta meydana gelen değişme içsel ise GARCH modeli kullanılması daha uygun olacaktır. Koşullu varyans, yalnızca hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin karesinden değil, aynı zamanda varyansın gecikmeli değerlerinden etkileniyorsa GARCH modeli tercih edilebilir. Ayrıca ARCH(q) modelinin gecikme yapısının çok uzun olduğu durumlarda, GARCH modelinin kullanılması ile gecikme yapısı kısalabileceği için bu modeller daha kullanışlı olabilmektedir. Yani GARCH modeli daha tutumlu bir gecikme yapısının varlığına izin verilmektedir (Cromwell vd, 1994).

Denklem (64)'de GARCH(p,q) süreci belirtmektedir.

$$h_t = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i u_{t-j}^2 \qquad (64)$$

Koşullu varyans, ARCH sürecinde yalnızca hata terimlerinin karesinin doğrusal bir fonksiyonu $\sum_{j=1}^{q} \alpha_i u_{t-j}^2$ olarak belirlenmekte idi. GARCH(p,q) sürecinde ise modele gecikmeli koşullu varyanslar $\sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i}$ eklenmiştir. GARCH(p,q) sürecindeki, p simgesi modelin otoregresif kısmının gecikme uzunluğunu gösterirken, q simgesi ARCH(q) sürecinde olduğu gibi gecikmeli hata karelerin uzunluğunu göstermektedir. Denklemde belirtilen ARCH parametresi, α, piyasa hareketlerinin mevcut oynaklık üzerindeki etkisini gösterirken, GARCH parametresi, β, oynaklığın oynaklık süreğenliği üzerindeki etkisini göstermektedir. Oynaklık süreğenliği ise $\alpha + \beta < 1$ ifadesi ile gösterilebilir. Bu gösterim, gerçekleşen bir şokun etkisinin ne kadar süre kalacağını belirtmektedir.

GARCH(p,q) süreci hata terimlerinin koşullu varyansı için tanımlanan bir ARMA sürecidir, yani model hem otoregresif kısmı hem de hareketli ortalama bileşenin içermektedir. Örneğin, bir ARCH(q) süreci aynı zamanda GARCH(0,q) süreci olarak da gösterilebilir. Diğer taraftan p=0 ve q=0 için bir GARCH(p,q) süreci beyaz gürültü sürecine denk gelecektir.

Bir GARCH süreci aynı zamanda sonsuz dereceden ARCH süreci olarak da düşünülebilir. Bu durumu göstermek için, GARCH(1,1) süreci ele alınsın.

$$h_t = \omega + \beta_1 h_{t-1} + \alpha_1 u_{t-1}^2 \tag{65}$$

daha sonra

$$h_{t-1} = \omega + \beta_1 h_{t-2} + \alpha_1 u_{t-2}^2 \tag{66}$$

ifadesi denklem (65) de yerine konulduğunda

$$h_t = \omega + \beta_1(\omega + \beta_1 h_{t-2} + \alpha_1 u_{t-2}^2) + \alpha_1 u_{t-1}^2 \tag{67}$$

ifadesine ulaşılabilir. Benzer şekilde h_{t-2}, h_{t-3}, ⋯ yerine yazıldığında

$$h_t = \omega(1 + \beta_1 + \beta_2 + \cdots) + \alpha_1 u_{t-1}^2(1 + \beta_{t-1} + \beta_{t-2}^2 + \cdots) + \beta^{\infty} h_0 \tag{68}$$

olarak gösterilebilir. Denklem (68)'deki ilk terim sabit bir sayı iken gözlem sayısı sonsuza yaklaştıkça, β^{∞} terimi sıfıra yaklaşmaktadır. Dolayısıyla GARCH(1,1) modeli

$$h_t = c + \alpha_1 u_{t-1}^2 (1 + \beta_{t-1} + \beta_{t-2}^2 + \cdots) \quad (69)$$

olarak yazılabilir ve denklem (69) düzenlenirse

$$h_t = c + \beta_1 u_{t-1}^2 + \beta_2 u_{t-2}^2 + \cdots \quad (70)$$

şeklinde sonsuz dereceli bir ARCH süreci elde edilmiş olur.

GARCH süreci ile ARMA süreci ilişkisi şu şekilde gösterilebilir. Denklem (64)'de belirtilen GARCH(p,q) sürecinin her iki tarafına da u_t^2 ifadesi eklensin

$$h_t + u_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i u_{t-j}^2 + u_t^2 \quad (71)$$

Daha sonra denklem (71)'in sağ tarafına $\sum_{i=1}^{p} \beta_i u_{t-i}^2$ ifadesi eklensin ve çıkarılsın

$$h_t + u_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i h_{t-i} + \left(\sum_{i=1}^{p} \beta_i u_{t-i}^2 - \sum_{i=1}^{p} \beta_i u_{t-i}^2\right) + \sum_{j=1}^{q} \alpha_i u_{t-j}^2 + u_t^2 \quad (72)$$

Denklem (72) yeniden düzenlendiğinde

$$h_t + u_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{p} \beta_i u_{t-i}^2 + u_t^2 - \sum_{i=1}^{p} \beta_i (u_{t-i}^2 - h_{t-i}) \quad (73)$$

olarak yazılabilir. Böylelikle

$$u_t^2 = \omega - h_t - \sum_{i=1}^{p} \beta_i (u_{t-i}^2 - h_{t-i}) + u_t^2 + \sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i) u_{t-j}^2 \quad (74)$$

elde edilebilir. Burada $\kappa = \max(p, q)$ olarak tanımlanmaktadır. Buna ek olarak, t>q için $\alpha_i = 0$ ve t>p için $\beta_i = 0$'dır.

Oynaklık modellemesinde kullanılan h_t terimi esasında u_t^2'nin bir öngörüsüdür. Dolayısıyla yapılacak her öngörü hata içereceğinden $\eta_t = u_t^2 - h_t$ öngörü hatası olarak yazılabilir. Eşitlikteki, η_t bir beyaz gürültü sürecidir. Böylelikle denklem (74);

$$u_t^2 = \omega - \sum_{i=1}^{p} \beta_i \eta_{t-i} + \eta_t + \sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i)\, u_{t-j}^2 \tag{75}$$

biçime dönüşmüş olur. Sonuç olarak denklem (75), $p = \kappa$ ve q=p için bir ARMA(p,q) süreci olarak ifade edilebilir. Bu süreçte otoregresif katsayı $\alpha_i + \beta_i$ iken hareketli ortalama katsayısı β_i'dir.

GARCH süreci ile ARMA sürecinin ilişkisinden hareketle bir GARCH sürecinin kovaryans durağan olma koşulu şu şekilde ifade edilebilir.

$$(\alpha_1 + \beta_1) + (\alpha_2 + \beta_2) + \cdots + (\alpha_\kappa + \beta_\kappa) < 1 \tag{76}$$

veya daha sade bir ifade ile

$$\sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i) < 1 \tag{77}$$

yazılabilir. Sürecin kovaryans durağan olma koşulu aynı zamanda oynaklık süreğenliğini göstermektedir.

Hata terimlerinin karesi, u_t^2'nin kovaryans durağan olduğu varsayımı altında, koşulsuz varyans için denklem (75)'nin beklenen değeri alınabilir.

$$E[u_t^2] = \omega - \sum_{i=1}^{p} \beta_i E[\eta_{t-i}] + E[\eta_t] + \sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i) E\left[u_{t-j}^2\right] \quad (78)$$

Fakat u_t^2'nin kovaryans durağan olduğu varsayımı altında $E[u_t^2] = E[u_{t-i}^2]$ ve $E[\eta_t] = E[\eta_{t-i}] = 0$ olacaktır. Böylelikle,

$$E[u_t^2] = \omega + \sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i) E\left[u_{t-j}^2\right] \quad (79)$$

olur.

$$\sigma_0^2 = \omega + \sigma_0^2 \sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i) \quad (80)$$

olduğundan GARCH(p,q) modeli için koşulsuz varyans

$$\sigma_0^2 = \omega \left(1 - \sum_{j=1}^{\kappa} (\alpha_i + \beta_i)\right)^{-1} \quad (81)$$

olarak gösterilebilir.

GARCH sürecinde de hata teriminin değişen varyansa sahip olduğu, ARCH sürecine benzer şekilde

$$u_t = v_t \sigma_t \quad (82)$$

şeklinde gösterilebilir. Burada da $u_t|\zeta_{t-1}$ ve $v_t \sim N(0,1)$ özelliklerine sahip olduğu varsayılır. Denklem (82)'de her iki tarafında dördüncü kuvveti alınırsa

$$u_t^4 = v_t^4 h_t^2 \tag{83}$$

elde edilir. Burada h_t ve v_t bağımsız olduğundan

$$E[u_t^4] = E[v_t^4 h_t^2] = E[v_t^4]E[h_t^2] \tag{84}$$

yazılabilir. Buna ek olarak $E[h_t^2] \geq E[h_t]^2$ olarak yazılabildiğinden[5]

$$E[h_t^2]E[v_t^4] \geq E[h_t]^2 E[v_t^4] \tag{85}$$

olur. Aynı zamanda $E[h_t] = E[u_t^2]$ kullanılarak

$$E[u_t^4] = E[h_t^2]E[v_t^4] \geq E[u_t^2]^2 E[v_t^4] \tag{86}$$

yazılabilir. Dolayısıyla koşulsuz basıklık

$$K = \frac{E[u_t^4]}{[u_t^2]^2} \geq E[v_t^4] \tag{87}$$

olduğu gösterilebilir. Daha önce belirtildiği üzere $v_t \sim N(0,1)$ dağılımına sahiptir ve basıklık katsayısı 3'e eşittir. Yani değişen varyansa sahip hata terimlerinin basıklık katsayısı denklem (87)'de görüldüğü üzere 3'den büyüktür ve daha sivri (leptokurtic) bir yapıya sahiptir. Bu durum hata terimlerinin normal koşullu dağılıma sahip olmasına rağmen koşulsuz dağılımının normal olmadığını göstermektedir. Örnek olarak GARCH(1,1) sürecinin basıklık katsayısı

[5] X rassal değişkenin bir fonksiyonu konveks ise Jensen eşitsizliği kullanılabilir. Jensen eşitsizliğine göre $E[X] = \mu$ iken $E[h(X)] \geq h(\mu)$ olur.

$$E[u_t^4] = \frac{3\omega(1+(\alpha_1+\beta_1))}{\left(1-(\alpha_1-\beta_1)(1-\beta_1^2-2\alpha_1\beta_1-3\alpha_1^2)\right)} \quad (88)$$

ve

$$E[u_t^2] = \frac{\omega}{1-(\alpha_1+\beta_1)} \quad (89)$$

olduğundan, beklenen değerler denklem (87)'de yerine konulduğunda ve gerekli sadeleştirmeler yapıldığında

$$K = 3 + \frac{6\alpha_1^2}{(1-\beta_1^2-2\alpha_1\beta_1-3\alpha_1^2)} \quad (90)$$

olarak hesaplanır.

ARCH ve GARCH süreçleri doğrusal bir formda olmadıklarından dolayı klasik en küçük kareler yöntemi, modelleri tahmin etmek için kullanılamaz. Klasik en küçük kareler yöntemi hata terimleri karesini minimize etmekte ve hata terimleri karesi toplamı koşullu varyansı değil koşullu ortalamayı dikkate almaktadır. Hata terimleri karesi toplamı ARCH ve GARCH süreçleri için geçerli olmamaktadır.

ARCH ve GARCH süreçlerini tahmin etmek için en çok olabilirlik yöntemi kullanılmaktadır. Bu yöntem, gözlenen değerleri yaratma olasılığı en fazla olan parametreleri seçme temeline dayanmaktadır.

Öncelikle denklem (82) geçerli iken $f(u_t|\zeta_{t-1})$'in koşullu olasılık fonksiyonunun olabilirlik fonksiyonu

$$I_t = \frac{1}{\sqrt{2\pi h_t}} exp\left(-\frac{1}{2h_t}u_t^2\right) \quad (91)$$

olarak yazılabilir. Burada $\zeta_{t-1} = A(u_{t-1}, u_{t-2}, \cdots)$ olarak gösterilmiştir. Koşul terimi iç içe yazıldığında

$$f(u_T, \cdots, u_1|u_0) = f(u_T|u_{T-1}, \cdots, u_0) = f(u_2|u_1, u_0) = \prod_{t=1}^{T} f(u_t|\zeta_{t-1}) \quad (92)$$

elde edilir. Daha sonra olabilirlik fonksiyonun logaritması alınır:

$$logf(u_T, \cdots, u_1|u_0) = \sum_{t=}^{1} logf(u_t|\zeta_{t-1}) = -\frac{T}{2}log2\pi + \sum_{t=1}^{T} -\frac{1}{2}logh_t - \frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\frac{u_t^2}{h_t} \quad (93)$$

Sonuçta olabilirlik fonksiyonunun logaritması

$$L(\theta) = -\frac{1}{2}\sum_{t=1}^{T}\left(log2\pi + logh_t(\theta) + \frac{u_t^2(\theta)}{h_t(\theta)}\right) \quad (94)$$

yazılabilir. Sonuçta denklem (94)'de belirtilen ifadeyi en büyük yapan parametre değerleri sürecin en çok olabilirlik tahmin edicileri olur.

Belirtilen GARCH(1,1) sürecinin ζ_{t-1} filtrasyonu altında beklenen değeri

$$E[h_t|\zeta_{t-1}] = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \beta_1 h_{t-1} \quad (95)$$

olarak yazılabilir. Benzer şekilde bir dönem sonraki beklenen oynaklık için $E[u_t^2|\zeta_{t-1}] = E[h_t|\zeta_{t-1}]$ olduğunda

$$E[h_{t+1}|\zeta_{t-1}] = \alpha_0 + (\alpha_1+\beta_1)E[h_t|\zeta_{t-1}] \tag{96}$$

olarak belirtilebilir. Benzer şekilde iki dönem sonrası için

$$\begin{aligned} E[h_{t+2}|\zeta_{t-1}] &= \alpha_0 + \alpha_1 E[u_{t+1}^2|\zeta_{t-1}]+\beta_1 E[h_{t+1}|\zeta_{t-1}] \\ &= \alpha_0 + (\alpha_1+\beta_1)E[h_{t+1}|\zeta_{t-1}] \\ &= \alpha_0 + (\alpha_1+\beta_1)\{\alpha_0 + (\alpha_1+\beta_1)E[h_t|\zeta_{t-1}]\} \\ &= \alpha_0 + \alpha_0(\alpha_1+\beta_1)+(\alpha_1+\beta_1)^2 E[h_t|\zeta_{t-1}] \end{aligned} \tag{97}$$

olarak yazılabilir. Benzer şekilde devam edildiğinde T zaman sonrası için yapılacak öngörüler için

$$E[h_{t+T}|\zeta_{t-1}] = \alpha_0 + \alpha_0(\alpha_1+\beta_1) + (\alpha_1+\beta_1)^2 + \cdots + (\alpha_1+\beta_1)^{T-1}+(\alpha_1+\beta_1)^T E[h_t|\zeta_{t-1}] \tag{98}$$

kullanılabilir. Denklem (98) bir geometrik dizi olduğundan sadeleştirilerek GARCH(1,1) sürecinin T dönem sonraki öngörüsü için

$$E[h_{t+T}|\zeta_{t-1}] = \alpha_0 \frac{\{1-(\alpha_1+\beta_1)^T\}}{1-(\alpha_1+\beta_1)}+(\alpha_1+\beta_1)^T E[h_t|\zeta_{t-1}] \tag{99}$$

yazılabilir. Sürecin kovaryans durağan olması için gereken koşul $\alpha_1+\beta_1 < 1$ olduğundan $T \to \infty$ oldukça denklem

$$E[h_{t+T}|\zeta_{t-1}] = \frac{\alpha_0}{1-(\alpha_1+\beta_1)} \tag{100}$$

biçimine dönüşecektir. Dikkat edilirse denklem (100), denklem (81)'in p=1 ve q=1 halidir. Yani T dönem sonrası için yapılacak öngörünün beklenen değeri

koşulsuz varyansa denk olacaktır. Bir başka deyişle GARCH süreci ortalamaya dönüş eğilimindedir ve $(\alpha_i + \beta_i)$ ifadesinin değeri azaldıkça ortalamaya dönüş hızı artmaktadır.

3.3. IGARCH Modeli

Yukarıda anlatılan GARCH süreci ile ARCH süreci ilişkisi, koşullu varyansın doğrusal olarak bütün geçmiş dönem hatalarının karesine bağımlı olması ile açıklanabilir. Buna ek olarak GARCH(p,q) sürecinin kovaryans durağan olma koşulu yalnızca $\sum_{i=1}^{\kappa}(\alpha_i + \beta_i) < 1$ koşulu ile sağlanmaktadır. Gerçek verilerle yapılan uygulamalarda çoğunlukla bu değerin 1'e yakın olduğu gözlemlenmektedir.

Mevcut şokla gelecek dönemdeki koşullu varyans arasındaki gecikme k ile gösterildiğinde, mevcut koşullu varyans σ_t^2'deki şokun k dönem sonraki koşullu varyans σ_{t+k}^2 üzerindeki etkisinin azalması beklenir. İki dönem arasının artmasına paralel olarak bu etkinin sıfıra yaklaşacağı düşünülebilir. Diğer taraftan $\sum_{i=1}^{\kappa}(\alpha_i + \beta_i) \geq 1$ iken durum farklılaşır. Yani, iki dönem arasındaki uzunluk, k, artsa da mevcut şokların σ_{t+k}^2 üzerindeki etkisi giderek azalmaz. Bu özellik şokların sürekliliği olarak tanımlanmaktadır. Yüksek frekanslı verilerle yapılan uygulamalarda, genellikle koşullu varyanslar güçlü bir süreklilik göstermektedirler.

Yukarıda, GARCH süreci ile ARCH süreci ilişkisine ek olarak, GARCH sürecinin bir ARMA süreci olduğu belirtilmektedir. Bir ARMA sürecinde $\sum_{i=1}^{\kappa}(\alpha_i + \beta_i) = 1$ ise, sürecin birim köke sahip olduğu söylenebilir. Dolayısıyla bütün AR ve MA parametrelerinin toplamı 1 ise, ARMA sürecine entegre edilmiş ARMA veya ARIMA denilmektedir. Benzer şekilde $\sum_{i=1}^{\kappa}(\alpha_i + \beta_i) = 1$ koşulunu sağlayan GARCH süreçlerine IGARCH denilmektedir.

GARCH(1,1) sürecinin durağanlığı, yalnızca $\alpha_i + \beta_i < 1$ olduğu durumlarda, şokların kalıcı olmadığını ve $(\alpha_i + \beta_i)^t$ hızı ile bu etkinin

sönümlendiğini göstermektedir. Diğer taraftan IGARCH(1,1) sürecinin durağanlığı, $\alpha_i + \beta_i = 1$ koşulunda, şokların koşullu varyans üzerindeki etkisinin kalıcı olduğunu ve sönümlenmediğini belirtmektedir.

Finansal değişkenler arasındaki ilişki her zaman doğrusal bir yapı sergilemeyebilir. Bu nedenle doğrusal modellerin finansal verilerde kullanım alanı daralmaktadır. Doğrusal modeller, finansal değişkenler üzerine yapılan zaman serisi analizlerinde, varolan birçok özelliği açıklamakta etkin olmamaktadır. Yukarıda da belirtildiği üzere finansal enstrümanların getirileri, kalın kuyruklu ve sivri bir yapıya sahiptir. Diğer taraftan getirilerde ortalamaya dönüş eğilimi vardır. Yani, gözlem sayısı arttıkça, getiriler bir değerin etrafında yoğunlaşmaktadır.

Finansal pazarlarda oynaklık kümeler halinde oluşmaktadır. Bir başka deyişle, bir dönem içerisinde çok yüksek ve çok düşük değerler görülebilir. Bu nedenle finansal serilerde oynaklık kümelenmesi ve kaldıraç etkisi özellikleri görülmektedir. Kaldıraç etkisi negatif şokların oynaklık üzerinde pozitif şoklardan daha büyük bir etki yaratma eğiliminde olduğunu ifade eder. Bunun yanında oynaklık hareketleri birbirini takip etmekte ve yüksek oynaklıkları yüksek oynaklıklar ve düşük oynaklıkları düşük oynaklıklar takip etmektedir. Bir başka ifadeyle, yüksek getiriler yüksek düşüşleri ve yüksek düşüşler yüksek getirileri doğurduğundan oynaklık yüksek olmaktadır.

Finansal zaman serilerinin barındırdığı bu özelliklerden kaynaklı asimetrik GARCH modelleri geliştirilmiştir. Asimetrik GARCH modelleri finansal serilerin bu özelliklerini ele almaktadır. Bu çalışmada, birçok asimetrik GARCH modelinin içinden sıklıkla kullanılan iki asimetrik model olan EGARCH ve GJRGARCH modelleri anlatılacaktır.

3.4. EGARCH Modeli

Nelson (1991) tarafından ortaya atılan EGARCH modelinde koşullu varyans, daha önce anlatılan GARCH modellerine göre yeni bir fonksiyon ile belirtilmektedir. EGARCH süreci, GARCH modelindeki hata terimlerinin gecikmeli değerlerinin karelerini, asimetri özelliğini de içerecek bir şekilde tanımlamaktadır. EGARCH süreci, koşullu varyanstaki negatif olmama zorunluluğunu sağlamak üzere kullanılmaktadır.

Modelde, koşullu varyansın doğal logaritması, hata teriminin bir fonksiyonu olarak zamanla değişecek şekilde tanımlanmıştır (GARCH ve IGARCH modellerinde hata teriminin karesi kullanılmaktadır). Logaritmik ifade kullanılarak, koşullu varyans değerlerinin negatif değer alma durumunun önüne geçilmiştir. Dolayısıyla parametre değerleri negatif olsa bile koşullu varyans değerleri pozitif olmaktadır. Bunun sonucu olarak da ARCH/GARCH modellerindeki parametrelerin sıfırdan büyük olma kısıtı gerekmemektedir.

Nelson (1991), pozitif ve negatif getirilerin arasındaki asimetrik etkisi değerlendirmek amacıyla, inovasyon terimi (v_t)'yi ağırlıklandırarak

$$g(v_t) = \theta v_t + \lambda(|v_t| - E[|v_t|]) \tag{101}$$

denklemini yazmıştır. Burada θ ve λ sabit katsayılardır. Denklem (101)'deki $|v_t| - E[|v_t|]$ ifadesi sıfır ortalamaya sahip bağımsız özdeş dağılıma sahip sürekli bir dağılımdır. Böylece

$$E[g(v_t)] = 0 \tag{102}$$

yazılabilir ve $g(v_t)$ için asimetri mutlak değer fonksiyonu yeniden yazılarak

$$g(v_t) = \begin{cases} (\theta + \lambda)v_t - \lambda E[|v_t|], & v_t \geq 0 \\ (\theta - \lambda)v_t - \lambda E[|v_t|], & v_t \geq 0 \end{cases} \quad (103)$$

şeklinde olur. Burada bir hatırlatma olarak, inovasyon terimleri standart normal dağılıma sahipse

$$E[|v_t|] = \sqrt{\frac{2}{\pi}} \quad (104)$$

Serbestlik derecesi n olan standartlaştırılmış t dağılımına sahipse

$$E[|v_t|] = \frac{2\sqrt{n-2}\Gamma\left((n+1)/2\right)}{(n-1)\Gamma(n/2)\sqrt{\pi}} \quad (105)$$

olarak ifade edilir.

Bir EGARCH(m,s) modeli şu şekilde belirtilebilir:

$$ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \frac{1+\gamma_1 B+\cdots\gamma_{s-1}B^{s-1}}{1-\alpha_1 B-\cdots\alpha_m B^m} \quad (106)$$

Denklem (106)'de B gecikme operatörünü göstermektedir. Örnek olarak $Bg(v_t) = g(v_{t-1})$ yazılabilir.

EGARCH sürecinin daha iyi anlaşılması amacıyla örnek olarak EGARCH(1,1) süreci ele alınsın. Denklem (106) kullanılarak

$$(1 - \alpha\beta)ln(\sigma_t^2) = (1 - \alpha)\alpha_0 + g(v_{t-1}) \quad (107)$$

yazılabilir. Örnek olarak inovasyon terimi standart normal dağılıma sahip olsun, bu durumda denklem (104) geçerli olacaktır. Sonuç olarak denklem (103);

$$(1-\alpha\beta)ln(\sigma_t^2) = \begin{cases} \alpha_* + (\lambda+\theta)v_{t-1}, & v_t \geq 0 \\ \alpha_* - (\lambda-\theta)v_{t-1}, & v_t < 0 \end{cases} \quad (108)$$

burada $\alpha_* = (1-\alpha)\alpha_0 - \sqrt{2/\pi}\lambda$ olarak belirtilmektedir. Denklem (108)'de görüldüğü üzere EGARCH sürecinin koşullu varyansı u_{t-1}'in işaretine bağlı olarak doğrusal olmayan bir yapı izlemektedir. Özel olarak

$$\sigma_t^2 = \sigma_{t-1}^{2\alpha} exp(\alpha_*) = \begin{cases} exp(\lambda+\theta)\frac{u_{t-1}}{\sigma_{t-1}}, & u_{t-1} \geq 0 \\ exp(\lambda-\theta)\frac{|u_{t-1}|}{\sigma_{t-1}}, & u_{t-1} < 0 \end{cases} \quad (109)$$

bu gösterimde $(\lambda+\theta)$ ve $(\lambda-\theta)$ katsayıları pozitif ve negatif u_{t-1}'e bağlı olarak asimetriyi göstermektedir. Denklem (109)'da gösterilen model $\theta \neq 0$ olduğu sürece doğrusal olmamaktadır. Ek olarak, negatif şokların etkisi, pozitif şoklara göre daha fazla olduğundan θ ifadesinin negatif olması beklenmektedir (Franses ve Dijk, 2000).

EGARCH sürecinin koşullu varyansının farklı gösterimleri de mevcuttur. Örnek olarak EGARCH(m,s) modeli için

$$ln(\sigma_t^2) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{s} \alpha_i \frac{|u_{t-i}| + \lambda_i u_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^{m} \gamma_j \left(\sigma_{t-j}^2\right) \quad (110)$$

ifadesi kullanılabilir. Burada pozitif u_{t-i}, oynaklığın logaritmasına $\alpha_i(1+\lambda_i)|v_{t-i}|$ ile katkıda bulunurken, negatif u_{t-i}, $\alpha_i(1-\lambda_i)|v_{t-i}|$ değerini vermektedir. Dolayısıyla, λ_i parametresi u_{t-i}'nin kaldıraç etkisini göstermektedir.

Bir diğer gösterimde EGARCH(p,q) modeli için

$$ln(\sigma_t^2) = \omega + \sum_{i=1}^{m} \zeta_i \nu_{it} + \sum_{i=1}^{p} [\alpha_i u_{t-i} + \gamma_i (|u_{t-i}| - E(|u_{t-i}|))] + \sum_{i=1}^{q} \beta_i ln(\sigma_{t-i}^2) \quad (111)$$

yazılabilir. Nelson (1991) çalışmasında inovasyon teriminin genelleştirilmiş hata dağılımına sahip olduğu varsayılmıştır. Bu gösterimde ω sabit terimi, ζ_i inovasyon terimi dağılımındaki asimetriyi, α_i büyüklük etkisini, γ_i asimetrik etkiyi veya bir başka söylemle kaldıraç etkisini ve son olarak β_i süreğenliği göstermektedir.

3.5. GJRGARCH Modeli

GJRGARCH modeli, Glosten, Jagannathan ve Runkle (1993) çalışması ile birlikte geliştirilmiş bir modeldir. Model, diğer modellere alternatif olarak oynaklık üzerindeki negatif ve pozitif şokların asimetrik etkilerini yakalayabilir. Model, GARCH modelinin u_{t-1}^2 parametresinin, şokun işaretine bağlı olduğu varsayımına dayanarak elde edilmiştir.

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 + \lambda_1 u_{t-1}^2 I_{t-1} + \beta_1 h_{t-1} \quad (112)$$

Denklem (112)'de belirtilen GJRGARCH(1,1) modelinde $I(\cdot)$ indikatör fonksiyon olarak tanımlanır ve $u_{t-1} < 0$ durumunda 1 değerini alır (Brooks, 2002)[6].

Koşullu varyansın negatif olmama koşulları

- $\alpha_0 > 0$
- $\frac{\alpha_1 + \lambda_1}{2} \geq 0$
- $\beta_1 > 0$'dır.

[6] GJRGARCH(1,1) modeline ilişkin farklı gösterimler de mevcuttur. Örnek olarak Franses ve Dijk (2000) çalışmasında $h_t = \alpha_0 + \alpha_1 u_{t-1}^2 (1 - I_{u_{t-1}>0}) + \lambda_1 u_{t-1}^2 I_{u_{t-1}>0} + \beta_1 h_{t-1}$ olarak belirtilmiştir.

Bunun yanında kovaryans durağanlık için gereken koşul denklem belirtilmiştir.

$$\frac{\alpha_1+\lambda_1}{2}+\beta_1<1 \tag{113}$$

Bu koşul sağlandığında u_t'nin koşulsuz varyansı

$$\sigma^2=\frac{\alpha_0}{1-\frac{\alpha_1+\lambda_1}{2}-\beta_1} \tag{114}$$

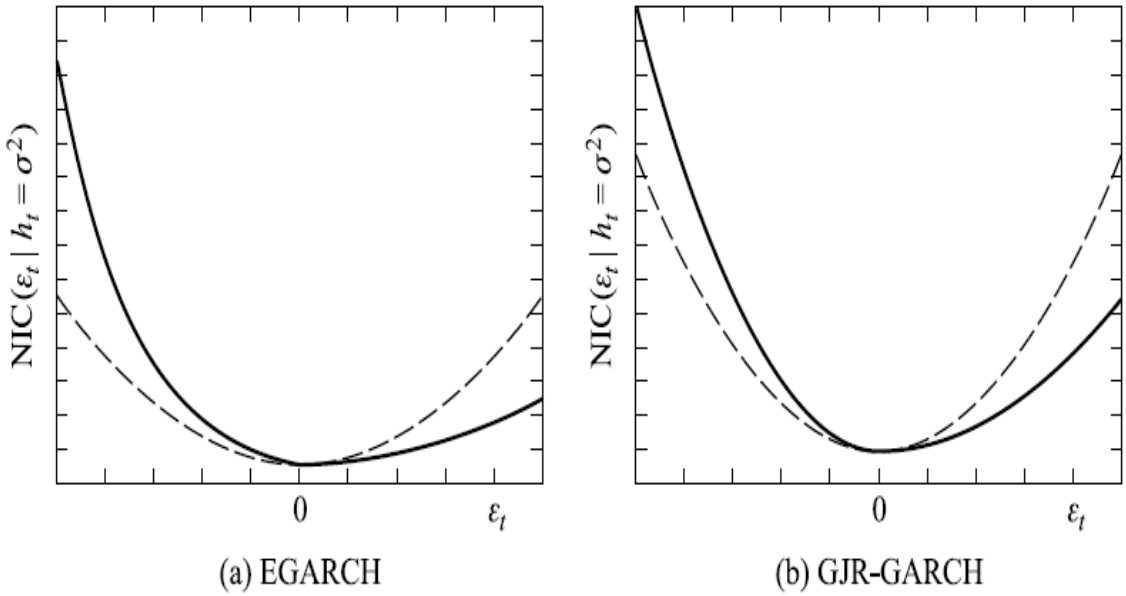
olarak ifade edilebilir.

Modelde, iyi haberlerin ve kötü haberlerin koşullu varyans üzerindeki etkileri farklı olarak ele alınmıştır. Haber etkisi olarak nitelendirilebilen bu etki

$$NIC(u_t|h_t=\sigma^2)=A+\begin{cases}\alpha_1 u_t^2, & u_t>0\\ (\alpha_1+\lambda_1)u_t^2, & u_t<0\end{cases}$$

ifadesi ile gösterilmektedir. Bu gösterimde $A=\alpha_0+\beta_1\sigma^2$'yi belirtmektedir.

GJRGARCH için haber etkisi eğrisi, GARCH modellerine benzemektedir. Bu model için de eğri, $u_t=0$ merkezinde kuadratik bir forma sahiptir. Aşağıda GJRGARCH ve EGARCH modelleri için haber etkisi eğrilerinin grafikleri görülmektedir.



Şekil 1 EGARCH ve GJRGARCH Haber Etkileri Eğrisi

Bu iki model karşılaştırıldığında, haber etkisi eğrilerinin benzer oldukları görülebilir. Fakat her iki modelde birbirlerine alternatif modeller olduğundan haber etkileri eğrilerinin bu iki modelin karşılaştırılmasında kullanılması zorluk yaratacaktır.

3.6. TGARCH Modeli

Zakoian (1994) tarafından geliştirilmiştir. Pozitif şoklarla negatif şokların etkisinin simetrik olmadığını dikkate alan kaldıraç etkisini hesaba katan bu model TGARCH'tır (Threshold GARCH). TGARCH modelinde koşullu varyans işaret fonksiyonudur, farklı yapılarda ve büyüklüklerde yapıyı modellemede kullanıla bilmektedir. TGARCH modeli;

$$h_t = \omega + \sum_{j=1}^{p} \beta_j \, h_{t-j} + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i u_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{q} \gamma_i \, D_{t-i} u_{t-i}^2 \qquad (115)$$

$$D_{t-i} = \begin{cases} 1 \rightarrow u_{t-i} < 0 \\ 0 \rightarrow u_{t-i} \geq 0 \end{cases}$$

Böyle bir modelde eğer $\gamma \neq 0$ ise yeni haberlerin etkisinin farklı olacağı söylenir. Olumlu haberlerin etkisi α_i kadar olur iken, 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 söylenebilir. $\gamma_i = 0$ ise, yeni haberlerin volatilite üzerindeki etkisinin simetrik olduğu anlamına gelir bu durumda TGARCH modeli GARCH modeline eşit olacaktır (Hossain vd., 2005:419-425) TGARCH modelinde kaldıraç etkisinin kuadratik, EGARCH'da ise üstel olmasıdır (Mapa, 2004:3-5)

3.7. APARCH Modeli

Ding, Granger ve Engle (1993) APARCH'ı ortaya koymuştur, bu model kalın kuyruk, aşırı basıklık ve kaldıraç etkisini iyi bir şekilde ifade edilebilir.

Genel yapısı aşağıdaki gibidir.

$$y_t = x_t \xi_t + \varepsilon_t, \;\; t = 1,2,\cdots,T \tag{116}$$

$$\sigma_2^{\delta} = \omega + \sum_{j=1}^{q} \alpha\left(\left|\varepsilon_{t-j}\right| - \gamma_j \varepsilon_{t-j}\right)^{\delta} + \sum_{i=1}^{p} \beta_i \left(\sigma_{t-i}{}^{\delta}\right)$$

$$\varepsilon_t = \sigma_t z_t, \;\; z_t \sim N(0,1)$$

$$k\left(\varepsilon_{t-j}\right) = \left|\varepsilon_{t-j}\right| - \gamma_j \varepsilon_{t-j}$$

$y_t = x_t \xi_t + \varepsilon_t$ denklemin ortalaması $y_t = \mathrm{E}[y_t|\zeta_{t-1}] + \varepsilon_t$ olarak da yazılabilir. Burada $\mathrm{E}[y_t|\zeta_{t-1}]$ koşullu beklentisi t-1 zamandaki bilgi verildiğinde y_t nin koşullu beklentisidir.

$\zeta_{t-1} = (y_t, y_{t-1}, \cdots, y_0, x_t, x_{t-1}, \cdots, x_0)$

Burada $\xi, \omega, \alpha_j, \gamma_j, \beta_j$ ve δ tahmin edilmesi gereken parametrelerdir. γ_j kaldıraç etkisi yaratmaktadır. γ_j'nin pozitif olması demek, ücretin volatilite üzerine negatif bilgilerinin pozitif bilgilerden daha etkin olması anlamına gelir.

Ortalama denkleminin açıklayıcı değişkenlerine karşılık gelen koşullu beklenti olasılıkları aşağıdaki gibi ifade edilebilir.

$E[y_t|x_t] = x_t\xi$ ve $Var[y_t|x_t] = \sigma_t^{\delta}$ $T \to \infty$ iken ε_t'nin koşulsuz varyansı

$$\sigma_t^{\delta} = \frac{\omega}{1-\sum_{j=1}^{q}\alpha_j(1-\gamma_j)^{\delta}-\sum_{i=1}^{p}\beta_i} \tag{117}$$

Bu model ARCH ve GARCH modellerini içermektedir. Parametreleri değiştirilerek çeşitli modellere dönüşebilir.

- $\delta = 2, \beta_i = 0\ (i = 1, \cdots, p), \gamma_j = 0\ (i = 1, \cdots, q)$ olduğunda APARCH modeli ARCH model olur.
- $\delta = 2, \gamma_j = 0\ (i = 1, \cdots, q)$olduğunda APARCH modeli GARCH model olur.
- $\delta = 2$, olduğunda APRCH modeli GJRGARCH model olur.
- $\delta = 1$, olduğunda APARCH modeli TARCH model olur.

4. BÖLÜM

4. UYGULAMA

Bu çalışmada makroekonomik değişkenlerin döviz kurları oynaklığı üzerindeki etkileri araştırılmıştır. Bu amaçla 02.01.2015-31.12.2018 dönemlik günlük

- Dolar/TL
- Euro/TL
- Yen/TL
- Sterlin/TL

kurları ile çeyreklik dönemlerde yayımlanan gayrisafi yurtiçi hasıladaki yüzde değişim (GSYH), aylık olarak yayımlanan tüketici fiyatları endeksindeki yüzde değişim (TUFE) ve aylık sanayi üretim endeksindeki yüzde değişim (SANAYI) verileri ile aylık açıklanan satın alma yöneticileri endeksi (PMI) verileri Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası (TCMB) ve Türkiye İstatistik Kurumu (TÜİK) internet sitelerinden elde edilmiştir. Döviz kurlarının oynaklıklarının modellenmesi amacıyla Denklem (118)'de verilen logaritmik getiriler hesaplanmıştır.

$$r_t = ln\left(\frac{P_t}{P_{t-1}}\right) \times 100, \tag{118}$$

Burada P_t, t anında kur değerini göstermektedir.

Çalışmada makroekonomik değişkenlerden GSYH, TUFE ve SANAYI değişkenleri için yüzde değişimler dikkate alınırken, PMI endeksi için ise Denklem (119)'da tanımlanan sürpriz değişkeni dikkate alınmıştır.

$$\text{Süpriz}=\frac{\text{Değişken-E(Değişken)}}{\sigma(\text{Değişken})}*100 \quad (119)$$

Burada $E(\cdot)$ beklenen değer operatörünü ve $\sigma(\cdot)$ standart sapma operatörünü göstermektedir. PMI değişkenine ait beklenen değer verisi elde edilemediği için beklenen değer her ay için 50 kabul edilerek standardize edilmiştir.

ARCH/GARCH modellerinin kullanılabilmesi için, modelde kullanılacak verilerin taşıdığı birtakım özelliklerin belirlenmesi gerekmektedir. ARCH/GARCH modelleri, modelin koşullu varyans bölümünün doğrusal olmaması nedeniyle "doğrusal olmayan modeller" olarak da bilinmektedir. ARCH/GARCH modelleri, ekonometride en küçük kareler (EKK) yönteminin temel varsayımlarından sapmalara neden olduğundan genellikle bir "hastalık" olarak nitelendirilen otokorelasyon ve değişen varyansın doğrusal modellerin yetersiz kaldığı durumlarda modelleme amacıyla kullanılmasını sağlayan modellerdir. ARCH/GARCH modellerinin kullanılabilmesi için zaman serisi verilerinde ARCH/GARCH etkilerinin mevcut olması gereklidir (Mazıbaş, 2004). Bunun yanında oynaklık analizi durağan seriler için uygulanmaktadır (Alexander, 2001).

Çalışmada ele alınan seriler için öncelikle Dickey ve Fuller (1979,1981) tarafından geliştirilen Genişletilmiş Dickey Fuller (ADF) testi kullanılarak birim kökün varlığı araştırılacaktır. Verilerin durağanlığının sağlanmasından sonra haftanın belirli gününün ve yılın belirli ayının döviz kuru getirisi üzerinde etkisinin olup olmadığı tespit edilecektir. Bu sezonsallık etkilerinin var olup olmadığının belirlenmesi sonrası ortalama modelinde otokorelasyonun derecesinin belirlenmesi amacıyla 10 gecikmeye kadar sınamalar yapılacak ve nihayetinde uygun gecikme sayısı belirlenecektir. İkinci olarak serilerde ARCH etkisinin belirlenmesine yönelik ARCH testi kullanılacaktır. Serilerde ARCH etkisinin var olduğunun gösterilmesi sonrası uygun ARCH/GARCH modeli belirlenecektir. Bu amaçla p=1 ve q=1 değerleri için

- Normal (norm)
- Student t (std)
- Genelleştirilmiş hata (ged)
- Çarpık Student t (sstd)
- Çarpık genelleştirilmiş hata (sged)
- Normal ters Gauss (nig)

dağılım varsayımları altında

- GARCH
- EGARCH
- APARCH
- GJRGARCH

modelleri sınanacaktır.

En son aşamada, uygun makroekonomik değişkenlerin anlık etkilerini ve yayılma etkilerini tespit etmek için makroekonomik değişkenler ve birinci gecikmeleri dışsal değişkenler olarak,

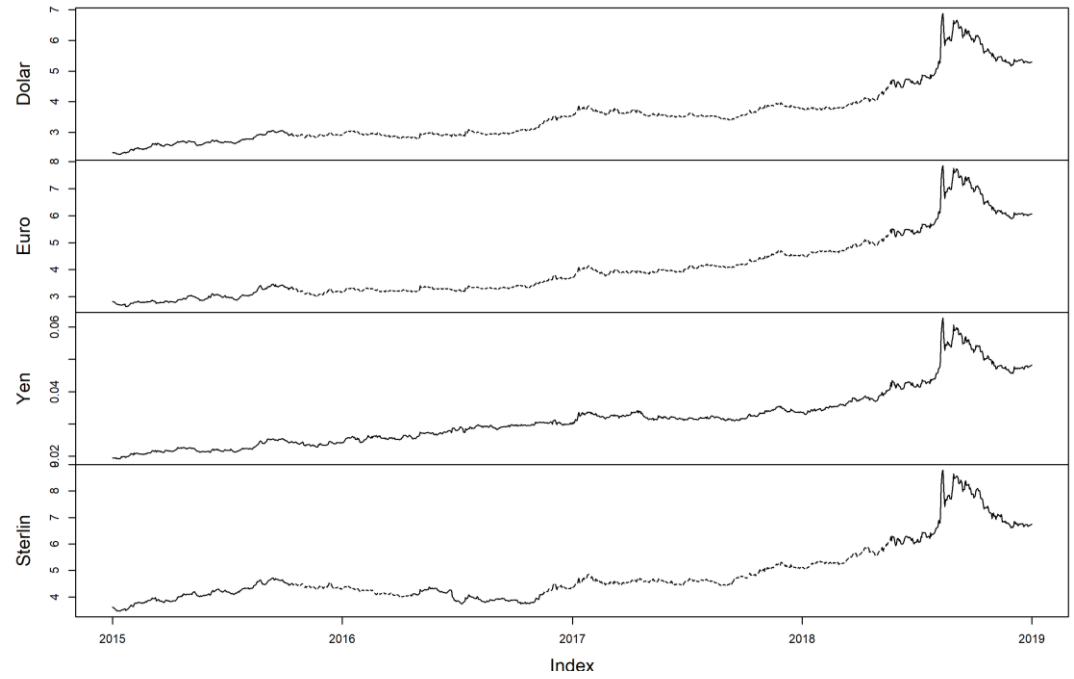
- Model A. Yalnızca varyans modeline
- Model B. Yalnızca ortalama modeline
- Model C. Varyans ve ortalama modeline

dahil edilecek ve makroekonomik değişkenlerin anlık etkileri ve yayılma etkileri test edilecektir.

Her bir döviz kuru için uygun GARCH modelinin tespit edilmesi öncesi çalışmada kullanılan serilere ilişkin betimleyici istatistikler ile ADF birim kök testi aşağıda belirtilmiştir.

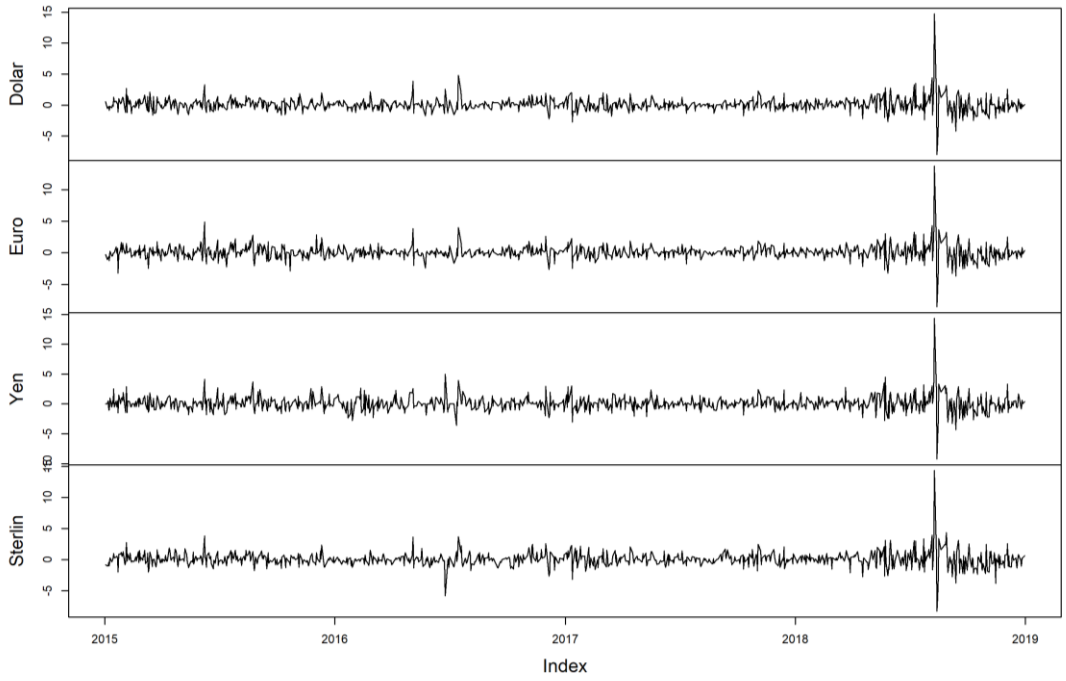
4.1. Veri Seti

Çalışmada ele alınan serilere ilişkin fikir sahibi olmak amacıyla kur ve getirilerinin zaman grafikleri Şekil 2-3'de sırasıyla, gösterilmiştir.



Şekil 2 Dolar/TL, Euro/TL, Yen/TL, Sterlin/TL Kurları

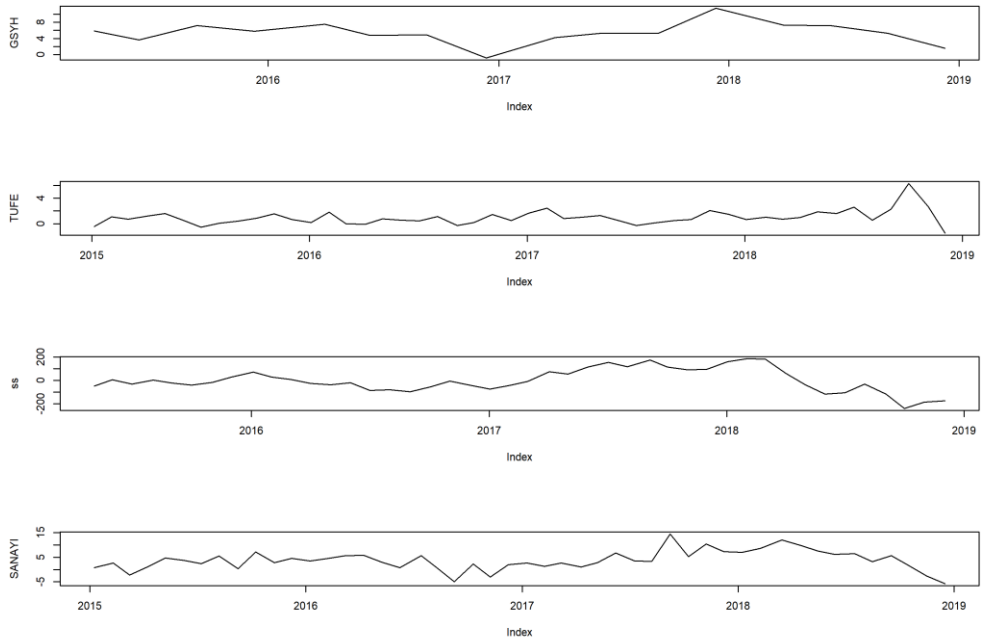
Şekil 2'de çalışmada ele alınan dolar/TL, Euro/TL ve Yen/TL kurlarına ait zaman içinde değişim grafikleri gösterilmiştir. Her dört kurun değerlerine bakıldığında özellikle 2018 yılının başına kadar kurun daha stabil ve hafif pozitif trende sahip olduğu söylenebilir. 2018 yılı sonrası ise çok güçlü artışlar bütün kurlarda gözlemlenmektedir. Diğer taraftan 2018 yılı Ağustos ayı sonrası trend aşağı yönlü olmuştur.



Şekil 3 Dolar/TL, Euro/TL, Yen/TL, Sterlin/TL Kur Getirileri

Döviz kuru getirilerine ait zaman serisi grafikleri Şekil 3'de gösterilmiştir. Kur getirileri incelendiğinde getirilerin finansal serilerin karakteristik özelliklerini taşımakta olduğu gözlemlenmektedir. Beklendiği gibi, oynaklık zaman boyunca sabit kalmamış ve kümelenmeler göstermiştir. Bir başka söylemle, büyük değişimleri tekrar büyük değişimleri tekrar etmiş, küçük değişimleri küçük değişimler takip etmiştir. Özellikle 2018 yılı ortalarında getirilerdeki oynaklığın arttığı söylenebilir.

Çalışmada kullanılan makroekonomik değişkenlere ilişkin grafikler ise Şekil 4'de belirtilmiştir.



Şekil 4 GSYH % değişim, TUFE % değişim, PMI ve sanayi üretim endeksi % değişim grafiği

Şekil 4'de çalışmada döviz kurunu etkileyebileceği düşünülen makroekonomik değişkenlere ilişkin zaman serisi grafikleri yer almaktadır. Buna göre GSYH ele alınan dönemde yaklaşık %1 daralma ile %11.5 büyüme arasında değişkenlik göstermektedir. 2016 yılının son çeyreğinde açıklanan GSYH dışında ilgili seri pozitif değerlere sahiptir.

TUFE serisine bakıldığında tüketici fiyatlarındaki değişimin 2018 yılı ekim ayında açıklanan veri dışında yaklaşık %1 azalış ile %2.5 artış aralığında değiştiği söylenebilir. 2018 yılı Ağustos ayında kurlardaki artışın etkilerinin ilgili yılın Ekim ayında tüketici fiyatlarına yansıdığı söylenebilir.

PMI serisi imalat sanayi üretiminin öncü göstergesi olarak nitelendirilebilir. Bu serinin 50'den fazla olması büyümeyi düşük olması ise daralmayı işaret etmektedir. Standardize edilmiş seriye bakıldığında özellikle 2018 yılının ortalarından itibaren daralmanın şiddetlendiği görülmektedir.

Son olarak SANAYI serisinde aylık sanayi üretimi endeksindeki yüzde değişim görülmektedir. Buna göre 2016 yılının Eylül ayında ve 2018 yıllının ortalarından itibaren daralma göze çarpmaktadır. Özellikle 2018 yılı sonrası daralmanın çok güçlü bir biçimde gerçekleştiği söylenebilir.

Çalışmaya ilişkin betimleyici istatistikler Tablo 1'de belirtilmiştir.

Tablo 1 Betimleyici İstatistikler

	Dolar	Euro	Sterlin	Yen	GSYH	TUFE	PMI	Sanayi
Ortalama	0.07	0.06	0.07	0.07	5.41	0.98	-0.21	3.76
Std.Sapma	1.13	1.14	22.02	1.27	2.71	1.16	0.18	3.99
Çarpıklık	2.25	1.56	0.09	1.35	-0.16	1.88	-1.43	0.07
Basıklık	36.13	28.43	432.11	22.01	0.63	7.21	1.66	0.46
Aralık	22.75	22.31	920.57	23.61	12.30	7.74	0.69	20.20
En Küçük	-8.00	-8.57	-59.59	-9.25	-0.80	-1.44	-0.71	-5.70
En Büyük	14.76	13.75	460.98	14.36	11.50	6.30	-0.02	14.50

Tablo 1'de belirtilen betimleyici istatistiklerden görüldüğü üzere her dört döviz kuru da logaritmik olarak yaklaşık % 0.07 oranında getiri sağlamıştır. Ele alınan dönemde gayrisafi yurtiçi hasıla ortalama %5.41 oranında artarken tüketici fiyatları endeksi ortalama %1.005 oranında artmıştır. Diğer taraftan normalize edilmiş PMI endeksi ortalama -0.208 değerine sahip olurken aylık sanayi üretim endeksi ortalama %3.575 oranında artış göstermiştir.

Serilerin basıklık değerlerine bakıldığında döviz kuru getirilerinin finansal serilere ilişkin karakteristik olan leptokurtiklik özelliğini sağladığı görülmektedir. Diğer makroekonomik değişkenler arasında yalnızca TUFE serisinin normal dağılıma göre daha dik yapıda olduğu diğer serilerin ise daha basık bir yapıda olduğu söylenebilir.

Çarpıklık değerlerine göre döviz kuru getirilerinin tümünün sağa çarpık bir yapıda olduğu söylenebilir. Diğer taraftan makroekonomik değişkenler arasında

yalnızca GSYH serisinin sola çarpık, diğer serilerin ise sağa çarpık bir yapıda olduğu görülmektedir.

Yukarıda belirtildiği üzere oynaklık modellerinde ele alınan serilerin durağan olması gerekmektedir. Bu amaçla tüm serilere

- Sabitsiz-trendsiz
- Sabitli-trendsiz
- Sabitli-trendli

modellerde ADF testleri uygulanmış ve sonuçlar Tablo 2'de belirtilmiştir.

Tablo 2 ADF Testi sonuçları

	Sabitsiz-trendsiz		Sabitli-trendsiz		Sabitli-trendli	
	t-istatistiği	p-değeri	t-istatistiği	p-değeri	t-istatistiği	p-değeri
DOLAR	-20.60***	0.00	-20.81***	0.00	-20.80***	0.00
EURO	-20.35***	0.00	-20.53***	0.00	-20.53***	0.00
YEN	-20.02***	0.00	-20.23***	0.00	-20.22***	0.00
GSYH	-31.72***	0.00	-32.12***	0.00	-32.10***	0.00
TUFE	-31.72***	0.00	-32.36***	0.00	-32.44***	0.00
PMI	-2.52**	0.01	-2.52	0.11	-2.53	0.31
SANAYI	-31.72***	0.00	-32.45***	0.00	-32.47***	0.00
* %90 güven aralığında, ** %95 güven aralığında, ***%99 güven aralığında anlamlıdır. (Çalışmanın devamında aynı şekilde belirtilmiştir.)						

Tablo 2'de belirtilen ADF testi sonuçları yer almaktadır. ADF testi için 20 gecikmeye kadar sınamalar yapılmış ve Bayes Bilgi Kriteri (BIC) kriterine göre uygun gecikme sayısı belirlenmiştir. Buna göre sabitsiz ve trendsiz model için tüm serilerde

H_0: Seride birim kök vardır

boş hipotezleri %99 güven aralığında reddedilmiştir. Bunun yanında sabitli ve trendsiz model ile sabitli ve trendli modeller için de benzer olarak boş hipotez %99 güven aralığında reddedilmiştir. Özet olarak tüm serilerin birim kök içermediği ve düzeyde durağan olduğu sonucuna varılmıştır. Bu nedenle serilerin farkları alınmadan uygun model seçimine devam edilmiştir.

4.2. Dolar/TL Kuru Oynaklığı

Dolar/TL kuruna etki eden makroekonomik faktörlerin belirlenmesi amacıyla öncelikle serilerin ortalaması modellenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, ilk olarak seride haftanın günü etkisinin var olup olmadığı araştırılmıştır. Haftanın günü etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 3'de sunulmuştur.

Tablo 3 Dolar/TL kuru haftanın günü etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Pazartesi	0.1978	0.1329	1.4880	0.1370
Salı	0.1107	0.0796	1.3910	0.1644
Çarşamba	-0.0738	0.0790	-0.9340	0.3503
Perşembe	-0.0396	0.0798	-0.4970	0.6195
Cuma	0.2317***	0.0796	2.9120	0.0037
R^2 =0.0155		F-istatistiği=2.7500 p-değeri=0.0179		

Tablo 3'de görüldüğü üzere haftanın 5 günü arasında yalnızca cuma gününün dolar/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Cuma günü etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline Cuma günü kukla değişken olarak eklenmiştir.

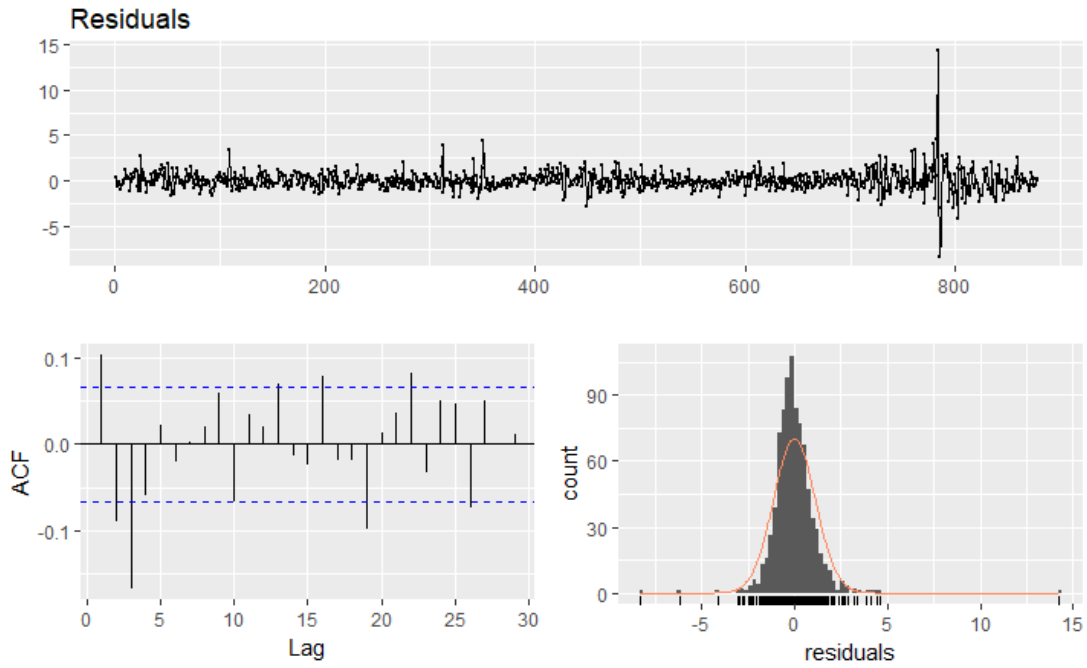
Haftanın günü etkisinin belirlenmesi sonrası ilgili seride Cuma günü etkisi ile birlikte Yılın Ayı etkisi araştırılmıştır. Yılın ayı etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 4'de sunulmuştur.

Tablo 4 Dolar/TL kuru yılın ayı etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Ocak	0.0347	0.1350	0.2570	0.7971
Şubat	-0.0194	0.1388	-0.1400	0.8890
Mart	-0.0351	0.1298	-0.2700	0.7870
Nisan	0.0114	0.1370	0.0830	0.9338
Mayıs	0.0671	0.1356	0.4950	0.6206
Haziran	-0.0439	0.1304	-0.3370	0.7365
Temmuz	0.1357	0.1331	1.0190	0.3084
Ağustos	0.2803**	0.1329	2.1080	0.0353
Eylül	-0.0976	0.1358	-0.7190	0.4724
Ekim	-0.1533	0.1331	-1.1520	0.2497
Kasım	0.0764	0.1331	0.5740	0.5661
Aralık	-0.0218	0.1324	-0.1650	0.8690
Cuma	0.2136**	0.0909	2.3510	0.0190
R^2 =0.0190		F-istatistiği=1.2900 p-değeri=0.2120		

Tablo 4'de görüldüğü üzere yalnızca Ağustos ayının dolar/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Ağustos ayı etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline Ağustos ayı kukla değişken olarak eklenmiştir.

Sezonsallığın giderilmiş olduğu Dolar/TL kur getirilerine ait grafik, ACF ve dağılım grafiği Şekil 5'de sunulmuştur.



Şekil 5 Sezonsallık giderilmiş Dolar/TL getirisi

Sezonsallık etkilerinin belirlenmesinden sonra otokorelasyon derecesi araştırılmıştır. Öncelikle seride otokorelasyon olup olmadığı Ljung-Box testi ile 10. dereceye kadar test edilmiştir. Bu test istatistiği 108.51 ve p-değeri yaklaşık 0 hesaplanmıştır. Dolayısıyla seride otokorelasyonun olduğu sonucuna varılmıştır.

Otokorelasyonun derecesinin belirlenmesi amacıyla 10 gecikmeye kadar sınamalar yapılmış ve sonuçlar **Hata! Başvuru kaynağı bulunamadı.**5'de belirtilmiştir. Tabloda artık terimlerin gecikmeli değerleri L operatörü ile belirtilmiştir. Örnek olarak L1, birinci gecikmeyi belirtirken, L5 beşinci gecikmeyi göstermektedir.

Tablo 5 Dolar/TL kuru getirisi ortalama modeli

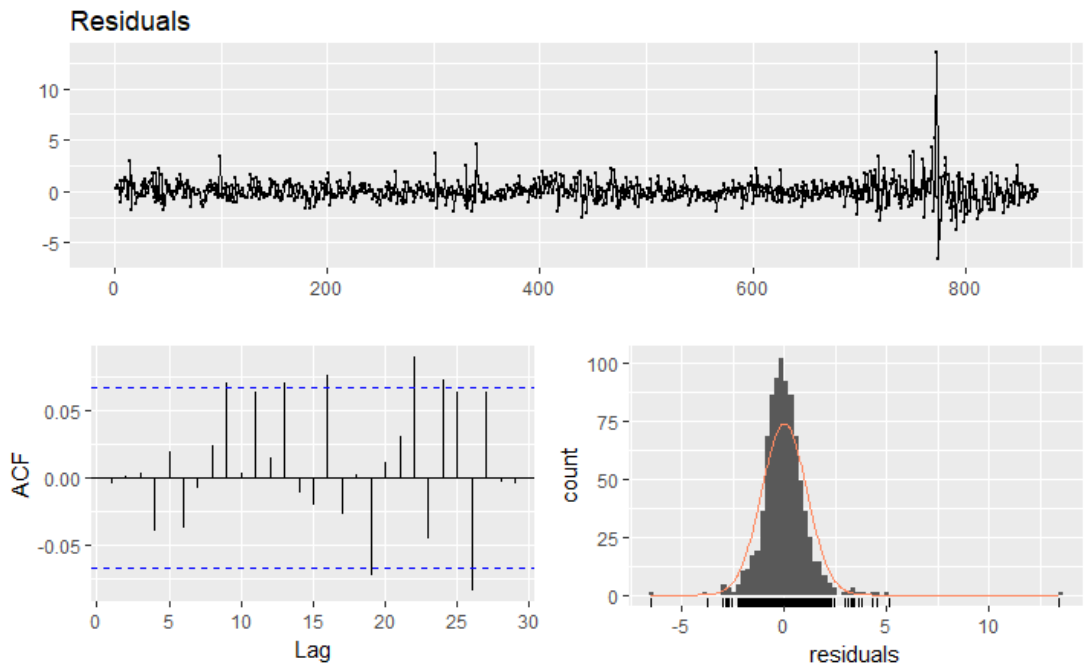
	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.1066***	0.0339	3.1440	0.0017
L2	-0.0805**	0.0341	-2.3630	0.0184
L3	-0.1445***	0.0342	-4.2290	0.0000
L4	-0.0426	0.0345	-1.2350	0.2173
L5	0.0291	0.0345	0.8440	0.3989
L6	-0.0480	0.0345	-1.3920	0.1644
L7	-0.0023	0.0346	-0.0660	0.9476
L8	0.0039	0.0343	0.1150	0.9084
L9	0.0574	0.0343	1.6740	0.0946
L10	-0.0804**	0.0342	-2.3530	0.0188
Cuma	0.2215***	0.0796	2.7840	0.0055
Ağustos	0.3316**	0.1361	2.4370	0.0150
R^2=0.0694		F-istatistiği=5.3200 p-değeri=0.0000		

Tablo 5'den görülüğü üzere dolar/TL kuru getirisinde cuma günü ile 1, 2, 3 ve 10. gecikmeli değerlerinin anlamlı etkileri bulunmaktadır. Bunlar arasında 1. gecikmeli değeri pozitif etkili iken diğerlerinin negatif etkisi bulunmaktadır. Bu nedenle yalnızca anlamlı gecikmeler ve sezonsallık dikkate alınarak ilgili model yeniden tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 6'da belirtilmiştir.

Tablo 6 Dolar/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.1103***	0.0335	3.2900	0.0010
L2	-0.0793**	0.0336	-2.3620	0.0184
L3	-0.1451***	0.0335	-4.3350	0.0000
L10	-0.0704**	0.0334	-2.1090	0.0352
Cuma	0.2231***	0.0794	2.8110	0.0051
Ağustos	0.3421***	0.1320	2.5920	0.0097
R^2=0.0694		F-istatistiği=5.3200 p-değeri=0.0000		

Yalnızca anlamlı gecikmelerin ve haftanın günü etkisinin dahil edildiği ortalama modelinde otokorelasyon sorunun kalıp kalmadığının belirlenmesi amacıyla Breusch-Godfrey testi ile 10. Dereceye kadar uygulanmıştır. LM test istatistiği 0.4729 p-değeri ile 9.6373 olarak hesaplandığından, seride otokorelasyonun kalmadığı söylenebilir. Elde edilen artık terimlere ilişkin grafik, otokorelasyon fonksiyonu ve dağılım grafiği Şekil 6'da gösterilmiştir.



Şekil 6 Dolar/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği

Dolar/TL kuru logaritmik getirilerinin ortalama modelinin belirlenmesi sonrası yukarıda belirtildiği üzere ARCH etkisinin var olup olmadığı ARCH-LM testi ile sınanmıştır. Buna göre kalıntılara uygulanan bu test istatistiği yaklaşık 0 p-değeri ile 86,256 olarak hesaplandığından seride ARCH etkisinin var olduğu söylenebilir.

Seride ARCH etkisinin olduğunun gösterilmesi sonrası uygun ARCH/GARCH modeli araştırılmıştır. Bu amaçla yukarıda belirlenen ortalama modeli için norm, std, ged, sstd, sged ve nig dağılımları ile 4 farklı GARCH modeli

- GARCH
- EGARCH
- APARCH
- GJRGARCH

p=1 ve q=1 gecikmeli değerler için tahmin edilmiş ve en küçük AIC ve BIC değerlerine sahip modeller seçilmiştir. Bunlar arasında ise AIC değerlerini en küçük yapan model ve dağılım en uygun model olarak belirlenmiştir.

Dolar/TL kuru ortalama modeli altında en uygun varyans modeli,

- AIC'e göre EGARCH(1,1) modeli nig dağılımlı model en uygun model olarak belirlenirken
- BIC'e göre GARCH(1,1) modeli nig dağılımlı model en uygun model olarak belirlenmiştir.

AIC'e göre en uygun model olarak belirlenen nig dağılımlı EGARCH(1,1) modeli geri eleme yöntemi ile indirgenmiş ve varyans modellendiğinde sadece Cuma etkisi anlamlı olarak tespit edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 7'de sunulmuştur.

Tablo 7 Dolar/TL kuru getirisi oynaklık modeli

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1495***	0.0514	2.9112	0.0036
Varyans Modeli				
ω	-0.0104	0.0069	-1.5045	0.1325
α	0.0478**	0.0240	1.9882	0.0468
β	0.9693***	0.0149	64.9845	0,0000
γ	0.1893***	0.0564	3.3593	0.0008
Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	0.0066	0.9351
		L2	0.0091	0.9905
		L5	1.0060	0.8583
Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	4.5390**	0.0331
		L5	6.8540	0.0563
		L9	9.1830	0.0745

Tablo 7'de belirtilen EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre kaldıraç etkisi anlamlıdır ve standartlaştırılmış artıklara uygulanan Ljung-Box testi sonuçlarına göre EGARCH (1,1) tutarlıdır.

4.2.1. Dolar/TL Kuru Oynaklığı-Model A

Dolar/TL kuru için dışsal değişkenler ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmeleri ilk olarak varyans modeline eklenerek model tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 8'de sunulmuştur.

Tablo 8 Dolar/TL kuru getirisi-Model A

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1539***	0.0374	4.1153	0.0000
Varyans Modeli				
ω	-0.0315***	0.0112	-2.8198	0.0048
α	0.0739***	0.0263	2.8033	0.0051
β	0.9505***	0.0160	59.5852	0.0000
γ	0.1552***	0.0530	2.9284	0.0034
$GSYH_t$	0.0185	0.0764	0.2417	0.8090
$TUFE_t$	0.2184	0.1731	1.2616	0.2071
PMI_t	-1.1382	0.8436	-1.3493	0.1772
$SANAYI_t$	0.0296	0.0539	0.5486	0.5833
$GSYH_{t-1}$	-0.0372	0.0797	-0.4673	0.6403
$TUFE_{t-1}$	0.0127	0.1727	0.0734	0.9415
PMI_{t-1}	0.1945	0.8865	0.2194	0.8263
$SANAYI_{t-1}$	-0.0028	0.0531	-0.0525	0.9582

Tablo 8'de belirtilen EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre hiçbir makroekonomik değişkenin anlık etkisi ve yayılma etkisi yoktur. Dolar/TL kuruna tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklara ve artık karelerine Ljung Box testi uygulanmıştır. Ljung-Box Test sonuçları Tablo 9'da sunulmuştur.

Tablo 9 Dolar/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0661	0.7971	L1	6.1660**	0.0130
L2	0.0671	0.9434	L5	8.3680**	0.0239
L5	1.4405	0.7545	L9	10.5500**	0.0382

Tablo 9'da belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı %1 anlamlılık düzeyinde söylenebilir. Ayrıca artıklara ait ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 10'da sunulmuştur.

Tablo 10 Dolar/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.0067	0.5000	2.0000	0.9346
L5	3.4483	1.4400	1.6670	0.2310
L7	4.2979	2.3150	1.5430	0.3056

Tablo 10'da belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.2.2. Dolar/TL Kuru Oynaklığı-Model B

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer bir süreç yürütülmüştür. Farklı olarak dışsal değişkenler ve birinci gecikmeleri varyans modeli yerine ortalama modeline dahil edilmiştir. Sonuçlar Tablo 11'de belirtilmiştir.

Tablo 11 Dolar/TL kuru getirisi-Model B

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1210***	0.0318	3.8086	0.0001
$GSYH_t$	-0.0253	0.0403	-0.6293	0.5291
$TUFE_t$	0.0352	0.1146	0.3070	0.7588
PMI_t	-0.1780	0.4033	-0.4414	0.6589
$SANAYI_{t-1}$	0.0026	0.0190	0.1366	0.8913
$GSYH_{t-1}$	0.0871**	0.0373	2.3348	0.0196
$TUFE_{t-1}$	0.2361**	0.0977	2.4170	0.0156
PMI_{t-1}	0.0916	0.4115	0.2227	0.8238
$SANAYI_{t-1}$	0.0365***	0.0110	3.3297	0.0009
Varyans Modeli				
ω	-0.0095	0.0075	-1.2777	0.2013
α	0.0402	0.0246	1.6362	0.1018
β	0.9675***	0.0169	57.3883	0.0000
γ	0.2026**	0.0615	3.2951	0.0010

Tablo 11'den görüldüğü üzere

- GSYH
- TUFE
- SANAYI

değişkenlerinin Dolar/TL kuru üzerinde anlamlı bir yayılma etkisi bulunmaktadır.

Tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun varlığını araştırma amaçlı Ljung Box Q istatistiklerine bakılmış ve sonuçlar Tablo 12'de sunulmuştur.

Tablo 12 Dolar/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0220	0.8821	L1	4.6820**	0.0305
L2	0.0256	0.9759	L5	7.0380*	0.0508
L5	1.0992	0.8368	L9	9.3220*	0.0697

Tablo 12'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun %1 anlamlılık düzeyinde olmadığı söylenebilir. Ek olarak artıklara ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 13'de sunulmuştur.

Tablo 13 Dolar/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.0284	0.5000	2.000	0.8661
L5	3.7054	1.4400	1.6670	0.2025
L7	4.7653	2.3150	1.5430	0.2494

Tablo 13'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.2.3. Dolar/TL Kuru Oynaklığı-Model C

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans ve yalnızca ortalama modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin hem varyans hem ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer süreç yürütülmüştür. Bu bölümde, dışsal değişkenler ve birinci gecikmeleri hem ortalama hem de varyans modeline aynı anda dahil edilmiştir. Sonuçlar Tablo 14'de belirtilmiştir.

Tablo 14 Dolar/TL kuru getirisi-Model C

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1406***	0.0516	2.7252	0.0064
$GSYH_t$	-0.0459	0.0476	-0.9650	0.3345
$TUFE_t$	0.1876*	0.1075	1.7455	0.0809
PMI_t	0.1163	0.2479	0.4691	0.6390
$SANAYI_{t-1}$	-0.0024	0.0210	-0.1158	0.9078
$GSYH_{t-1}$	0.0612*	0.0364	1.6810	0.0928
$TUFE_{t-1}$	0.2867***	0.1059	2.7068	0.0068
PMI_{t-1}	0.2199	0.3981	0.5524	0.5807
$SANAYI_{t-1}$	0.0300	0.0229	1.3066	0.1913
Varyans Modeli				
ω	-0.0251***	0.0082	-3.0743	0.0021
α	0.1048	0.0219	4.7765	0.0000
β	0.9671***	0.0131	73.6303	0.0000
γ	0.0827**	0.0466	1.7746	0.0760
$GSYH_t$	0.0175	0.0869	0.2014	0.8404
$TUFE_t$	-0.0146	0.1927	-0.0760	0.9394
PMI_t	-2.1054*	1.0800	-1.9495	0.0512
$SANAYI_t$	0.0485	0.0563	0.8608	0.3894
$GSYH_{t-1}$	-0.0208	0.0902	-0.2309	0.8174
$TUFE_{t-1}$	0.1407	0.1895	0.7421	0.4580
PMI_{t-1}	0.8560	1.0478	0.8170	0.4140
$SANAYI_{t-1}$	0.0009	0.0568	0.0154	0.9877

Makroekonomik değişkenler ortalama ve varyans modeli için aynı anda değerlendirildiğinde, makroekonomik değişkenlerden sadece TUFE'nin Dolar/TL kur getirileri üzerinde bir yayılma etkisinin olduğu, oynaklığını ise hiçbir makroekonomik değişkenin etkilemediği gözlemlenmektedir.

Tahmin edilen modelin tutarlılığının tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunu, Ljung Box Q istatistikleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 15'de sunulmuştur.

Tablo 15 Dolar/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0163	0.8984	L1	1.7040	0.1917
L2	0.0820	0.9324	L5	5.2680	0.1331
L5	1.5328	0.7318	L9	7.5040	0.1605

Tablo 15'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı söylenebilir. ARCH-LM testi sonuçları Tablo 16'da sunulmuştur.

Tablo 16 Dolar/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	1.4320	0.5000	2.0000	0.2315
L5	6.1710	1.4400	1.6670	0.0548
L7	6.5610	2.3150	1.5430	0.1078

Tablo 16'da belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.3. Euro/TL Kuru Oynaklığı

Euro/TL kuruna etki eden makroekonomik faktörlerin belirlenmesi amacıyla öncelikle serilerin ortalaması modellenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, ilk olarak seride haftanın günü etkisinin var olup olmadığı araştırılmıştır. Haftanın günü etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 17'de sunulmuştur.

Tablo 17 Euro/TL kuru haftanın günü etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Pazartesi	0.1864	0.1341	1.3900	0.1650
Salı	0.0833	0.0803	1.0380	0.2995
Çarşamba	-0.0387	0.0797	-0.4860	0.6274
Perşembe	-0.0175	0.0805	-0.2180	0.8276
Cuma	0.1852**	0.0803	2.3060	0.0213
$R^2 = 0.0041$		F-istatistiği=1.7220 p-değeri=0.1268		

Tablo 17'de görüldüğü üzere haftanın 5 günü arasında yalnızca cuma gününün Euro/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Cuma günü etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline Cuma günü kukla değişken olarak eklenmiştir.

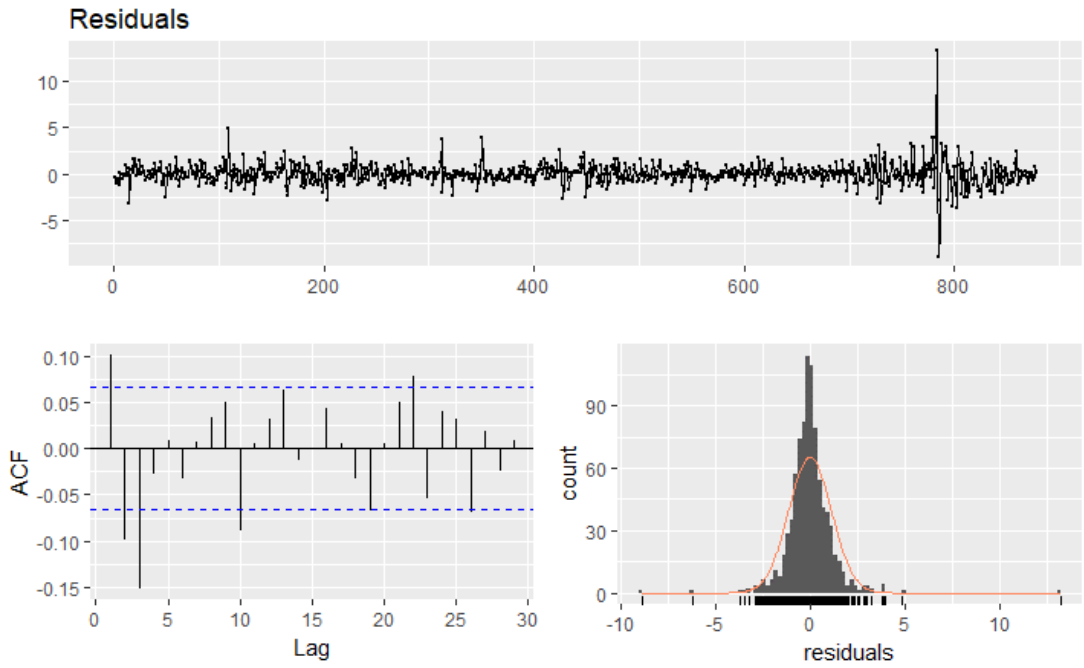
Haftanın günü etkisinin belirlenmesi sonrası ilgili seride Cuma günü etkisi ile birlikte Yılın Ayı etkisi araştırılmıştır. Yılın ayı etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 18'de sunulmuştur.

Tablo 18 Euro/TL kuru yılın ayı etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Ocak	0.0390	0.1359	0.2870	0.7741
Şubat	-0.0384	0.1397	-0.2750	0.7837
Mart	-0.0118	0.1306	-0.0900	0.9282
Nisan	0.0620	0.1378	0.4500	0.6530
Mayıs	0.0199	0.1365	0.1460	0.8842
Haziran	-0.0110	0.1313	-0.0840	0.9335
Temmuz	0.1880	0.1340	1.4030	0.1609
Ağustos	0.3060**	0.1338	2.2880	0.0224
Eylül	-0.0753	0.1366	-0.5510	0.5817
Ekim	-0.2339*	0.1340	-1.7460	0.0811
Kasım	0.0567	0.1340	0.4240	0.6720
Aralık	0.0240	0.1332	0.1800	0.8574
Cuma	0.1588*	0.0914	1.7360	0.0829
$R^2 = 0.0189$		F-istatistiği=1.2800 p-değeri=0.2189		

Tablo 18'de görüldüğü üzere yalnızca Ağustos ve Ekim ayının Euro/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Ağustos ve Ekim ayı etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline Ağustos ve Ekim ayı kukla değişken olarak eklenmiştir.

Sezonsallığın giderilmiş olduğu Euro/TL kur getirilerine ait grafik, ACF ve dağılım grafiği Şekil 7'de sunulmuştur.



Şekil 7 Sezonsallık giderilmiş Euro/TL getirisi

Sezonsallık etkilerinin belirlenmesinden sonra otokorelasyon derecesi araştırılmıştır. Öncelikle seride otokorelasyon olup olmadığı Ljung-Box testi ile 10. Dereceye kadar test edilmiştir. Bu test istatistiği 49.329 ve p-değeri yaklaşık 0 hesaplanmıştır. Dolayısıyla seride otokorelasyonun olduğu sonucuna varılmıştır.

Otokorelasyonun derecesinin belirlenmesi amacıyla 10 gecikmeye kadar sınamalar yapılmış ve sonuçlar Tablo 19'da belirtilmiştir.

Tablo 19 Euro/TL kuru getirisi ortalama modeli

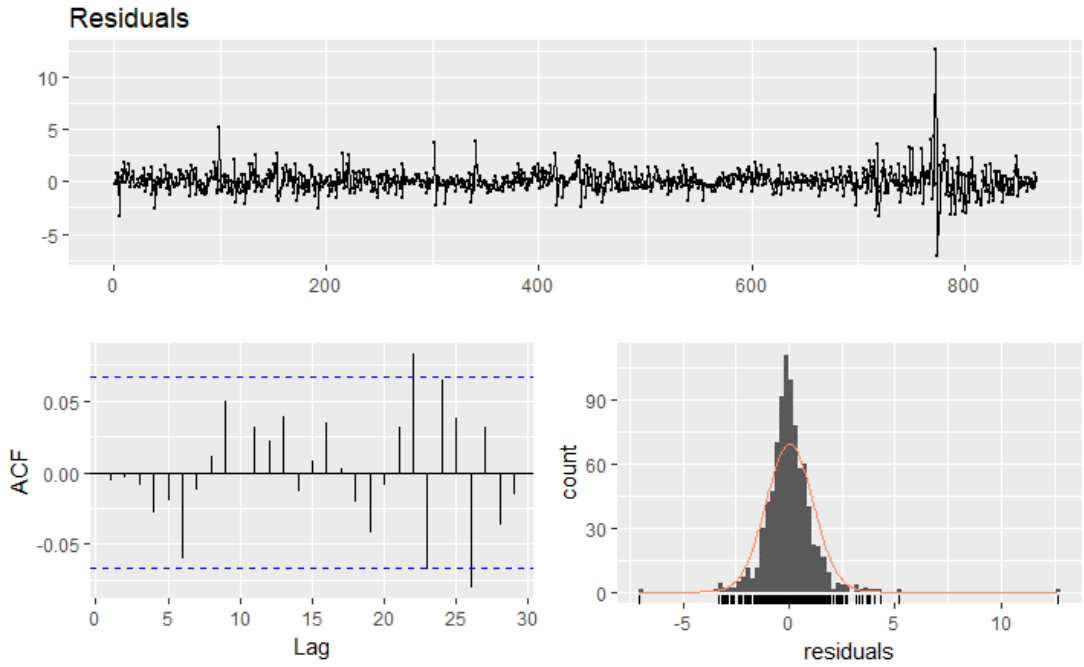
	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.0988***	0.0340	2.9070	0.0037
L2	-0.0991***	0.0341	-2.9060	0.0038
L3	-0.1382***	0.0343	-4.0300	0.0001
L4	-0.0201	0.0346	-0.5800	0.5618
L5	-0.0033	0.0346	-0.0960	0.9237
L6	-0.0553	0.0345	-1.6030	0.1094
L7	0.0014	0.0346	0.0420	0.9668
L8	0.0035	0.0344	0.1030	0.9183
L9	0.0391	0.0343	1.1380	0.2555
L10	-0.0974***	0.0342	-2.8480	0.0045
Cuma	0.1637**	0.0801	2.0450	0.0412
Ağustos	0.4027***	0.1391	2.8960	0.0039
$R^2 = 0.0660$		F-istatistiği=5.0370 p-değeri=0.0000		

Tablo 19'dan görülüğü üzere Euro/TL kuru getirisinde cuma günü ile 1, 2, 3 ve 10 gecikmeli değerlerinin anlamlı etkileri bulunmaktadır. Bunlar arasında 1. gecikmeli değeri pozitif etkili iken diğerlerinin negatif etkisi bulunmaktadır. Bu nedenle yalnızca anlamlı gecikmeler ve sezonsallık dikkate alınarak (modele ekim ayı da eklenmiştir) ilgili model yeniden tahmin edilmiş ve sonuçlar Tablo 20'da belirtilmiştir.

Tablo 20 Euro/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.0977***	0.0336	2.9080	0.0037
L2	-0.0988***	0.0335	-2.9470	0.0033
L3	-0.1377***	0.0336	-4.1050	0.0000
L10	-0.0950***	0.0334	-2.8480	0.0045
Cuma	0.1910**	0.0804	2.3760	0.0177
Ağustos	0.3959***	0.1331	2.9750	0.0030
Ekim	-0.2870**	0.1312	-2.1880	0.0290
$R^2 = 0.0657$		F-istatistiği=8.653 p-değeri=0.0000		

Yalnızca anlamlı gecikmelerin ve haftanın günü etkisinin dahil edildiği ortalama modelinde otokorelasyon sorunun kalıp kalmadığının belirlenmesi amacıyla Breusch-Godfrey testi ile 10. Dereceye kadar uygulanmıştır. LM test istatistiği 0.6646 p-değeri ile 7.6336 olarak hesaplandığından, seride otokorelasyonun kalmadığı söylenebilir. Elde edilen artık terimlere ilişkin grafik, otokorelasyon fonksiyonu ve dağılım grafiği Şekil 8'de gösterilmiştir.



Şekil 8 Euro/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği

Euro/TL kuru logaritmik getirilerinin ortalama modelinin belirlenmesi sonrası yukarıda belirtildiği üzere ARCH etkisinin var olup olmadığı ARCH-LM testi ile sınanmıştır. Buna göre kalıntılara uygulanan bu test istatistiği yaklaşık 0 p-değeri ile 96.1451 olarak hesaplandığından seride ARCH etkisinin var olduğu söylenebilir.

Seride ARCH etkisinin olduğunun gösterilmesi sonrası uygun ARCH/GARCH modeli araştırılmıştır. Bu amaçla yukarıda belirlenen ortalama modeli için norm, std, ged, sstd, sged ve nig dağılımları ile 4 farklı GARCH modeli

- GARCH
- EGARCH
- APARCH
- GJRGARCH

p=1 ve q=1 gecikmeli değerler için tahmin edilmiş ve en küçük AIC ve BIC değerlerine sahip modeller seçilmiştir. Bunlar arasında ise AIC değerlerini en küçük yapan model ve dağılım en uygun model olarak belirlenmiştir.

Euro/TL kuru ortalama modeli altında en uygun varyans modeli,

- AIC'e göre EGARCH(1,1) modeli nig dağılımlı model en uygun model olarak belirlenirken
- BIC'e göre EGARCH(1,1) modeli std dağılımlı model en uygun model olarak belirlenmiştir.

AIC'e göre en uygun model olarak belirlenen nig dağılımlı EGARCH(1,1) modeli geri eleme yöntemi ile indirgenmiş ve varyans modellendiğinde sadece Cuma etkisi anlamlı olarak tespit edilmiştir. Tahmin sonuçları Tablo 21’de sunulmuştur.

Tablo 21 Euro/TL kuru getirisi oynaklık modeli

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1475***	0.0508	2.9007	0.0037
Varyans Modeli				
ω	-0.0071*	0.0040	-1.7651	0.0776
α	0.0735***	0.0204	3.6075	0.0003
β	0.9877***	0.0088	112.5100	0.0000
γ	0.1206***	0.0456	2.6437	0.0082
Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	0.0022	0.9623
		L2	0.0104	0.9892
		L5	0.8317	0.8965
Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	2.6870	0.1012
		L5	6.6780*	0.0620
		L9	9.3840*	0.0677

Tablo 21'de belirtilen EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre kaldıraç etkisi anlamlıdır ve standartlaştırılmış artıklara uygulanan Ljung-Box testi sonuçlarına göre EGARCH (1,1) tutarlıdır.

4.3.1. Euro/TL Kuru Oynaklığı-Model A

Euro/TL kuru için dışsal değişkenler ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmeleri ilk olarak varyans modeline eklenerek model tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 22'de sunulmuştur.

Tablo 22 Euro/TL kuru getirisi-Model A

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1618*	0.0962	1.6829	0.0924
Varyans Modeli				
ω	-0.0282***	0.0092	-3.0611	0.0022
α	0.1057***	0.0249	4.2491	0.0000
β	0.9646***	0.0147	65.5702	0.0000
γ	0.0846	0.0515	1.6409	0.1008
$GSYH_t$	0.0321	0.0917	0.3506	0.7259
$TUFE_t$	-0.0230	0.1966	-0.1171	0.9068
PMI_t	-1.7625*	1.0253	-1.7189	0.0856
$SANAYI_t$	0.0437	0.0562	0.7779	0.4366
$GSYH_{t-1}$	-0.0314	0.0942	-0.3335	0.7387
$TUFE_{t-1}$	0.1476	0.1962	0.7525	0.4518
PMI_{t-1}	0.4101	1.0651	0.3850	0.7002
$SANAYI_{t-1}$	0.0055	0.0562	0.0981	0.9219

Tablo 22'de belirtilen EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre yalnızca PMI değişkeninin %90 güven aralığında anlık etkisi ve yayılma etkisi bulunmaktadır. Euro/TL kuruna tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklara ve artık karelerine Ljung Box testi uygulanmıştır. Ljung-Box Test sonuçları Tablo 9'da sunulmuştur.

Tablo 23 Euro/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0093	0.9231	L1	1.6460	0.1995
L2	0.0542	0.9531	L5	5.6010	0.1115
L5	1.2477	0.8015	L9	8.1060	0.1229

Hata! Başvuru kaynağı bulunamadı.9'da belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı %1 anlamlılık düzeyinde söylenebilir. Ayrıca artıklara ait ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 24'de sunulmuştur.

Tablo 24 Euro/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	1.3320	0.5000	2.0000	0.2485
L5	7.1360**	1.4400	1.6670	0.0323
L7	7.5890*	2.3150	1.5430	0.0647

Hata! Başvuru kaynağı bulunamadı.10'da belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.3.2. Euro/TL Kuru Oynaklığı-Model B

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer bir süreç yürütülmüştür. Farklı olarak dışsal değişkenler ve birinci gecikmeleri varyans modeli yerine ortalama modeline dahil edilmiştir. Sonuçlar Tablo 25'de belirtilmiştir.

Tablo 25 Euro/TL kuru getirisi-Model B

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1331**	0.0522	2.5517	0.0107
$GSYH_t$	-0.0495	0.0444	-1.1136	0.2654
$TUFE_t$	0.1558	0.1005	1.5514	0.1208
PMI_t	-0.0242	0.3812	-0.0635	0.9493
$SANAYI_t$	-0.0085	0.0205	-0.4161	0.6773
$GSYH_{t-1}$	0.0593*	0.0339	1.7475	0.0806
$TUFE_{t-1}$	0.2869***	0.0920	3.1197	0.0018
PMI_{t-1}	0.3128	0.4358	0.7178	0.4729
$SANAYI_{t-1}$	0.0276	0.0220	1.2560	0.2091
Varyans Modeli				
ω	-0.0052	0.0040	-1.3142	0.1888
α	0.0705***	0.0200	3.5325	0.0004
β	0.9884***	0.0086	114.3966	0.0000
γ	0.1202***	0.0447	2.6896	0.0072

Tablo 25'den görüldüğü üzere

- GSYH
- TUFE

değişkenlerinin bir önceki dönemlerinin Euro/TL kuru üzerinde anlamlı bir yayılma etkisi bulunmaktadır.

Tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun varlığını araştırma amaçlı Ljung Box Q istatistiklerine bakılmış ve sonuçlar Tablo 26'da sunulmuştur.

Tablo 26 Euro/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0112	0.9156	L1	2.9180*	0.0876
L2	0.0376	0.9661	L5	6.2510*	0.0785
L5	1.0679	0.8441	L9	8.5340	0.1011

Tablo 26'da belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun %1 anlamlılık düzeyinde olmadığı söylenebilir. Ek olarak artıklara ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 27'de sunulmuştur.

Tablo 27 Euro/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.5085	0.5000	2.0000	0.4758
L5	5.9508*	1.4400	1.6670	0.0617
L7	6.5349	2.3150	1.5430	0.1092

Tablo 27'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.3.3. Euro/TL Kuru Oynaklığı-Model C

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans ve yalnızca ortalama modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin hem varyans hem ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer süreç yürütülmüştür. Bu bölümde, dışsal değişkenler ve birinci gecikmeleri hem ortalama hem de varyans modeline aynı anda dahil edilmiştir. Sonuçlar **Hata! Başvuru kaynağı bulunamadı.**14'de belirtilmiştir.

Tablo 28 Euro/TL kuru getirisi-Model C

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
Cuma	0.1406***	0.0516	2.7252	0.0064
$GSYH_t$	-0.0459	0.0476	-0.9651	0.3345
$TUFE_t$	0.1876*	0.1075	1.7455	0.0809
PMI_t	0.1163	0.2479	0.4691	0.6390
$SANAYI_t$	-0.0024	0.0210	-0.1158	0.9078
$GSYH_{t-1}$	0.0612*	0.0364	1.6810	0.0928
$TUFE_{t-1}$	0.2867***	0.1059	2.7068	0.0068
PMI_{t-1}	0.2199	0.3981	0.5524	0.5807
$SANAYI_{t-1}$	0.0300	0.0229	1.3066	0.1913
Varyans Modeli				
ω	-0.0251***	0.0082	-3.0746	0.0021
α	0.1048***	0.0219	4.7768	0.0000
β	0.9671***	0.0131	73.6239	0.0000
γ	0.0827*	0.0467	1.7738	0.0761
$GSYH_t$	0.0175	0.0869	0.2014	0.8404
$TUFE_t$	-0.0147	0.1927	-0.0760	0.9394
PMI_t	-2.1055*	1.0800	-1.9495	0.0512
$SANAYI_t$	0.0485	0.0563	0.8608	0.3894
$GSYH_{t-1}$	-0.0208	0.0902	-0.2309	0.8174
$TUFE_{t-1}$	0.1407	0.1895	0.7421	0.4580
PMI_{t-1}	0.8560	1.0478	0.8169	0.4140
$SANAYI_{t-1}$	0.0009	0.0568	0.0154	0.9877

Makroekonomik değişkenler ortalama ve varyans modeli için aynı anda değerlendirildiğinde, makroekonomik değişkenlerden sadece TUFE, GSYH ve PMI'nin Euro/TL kur getirileri üzerinde bir yayılma etkisinin olduğu, oynaklığını ise yalnızca PMI değişkenin etkilediği gözlemlenmektedir.

Tahmin edilen modelin tutarlılığının tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunu, Ljung Box Q istatistikleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 15'de sunulmuştur.

Tablo 29 Euro/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0163	0.8984	L1	1.7040	0.1917
L2	0.0820	0.9324	L5	5.2670	0.1331
L5	1.5328	0.7318	L9	7.5040	0.1605

Tablo 29'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı söylenebilir. ARCH-LM testi sonuçları Tablo 30'da sunulmuştur.

Tablo 30 Euro/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	1.4320	0.5000	2.0000	0.2315
L5	6.1710*	1.4400	1.6670	0.0548
L7	6.5610	2.3150	1.5430	0.1078

Tablo 30'da belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.4. Yen/TL Kuru Oynaklığı

Yen/TL kuruna etki eden makroekonomik faktörlerin belirlenmesi amacıyla öncelikle serilerin ortalaması modellenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, ilk olarak seride haftanın günü etkisinin var olup olmadığı araştırılmıştır. Haftanın günü etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 31'de sunulmuştur.

Tablo 31 Yen/TL kuru haftanın günü etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Pazartesi	0.2415	0.1492	1.6180	0.1060
Salı	0.0982	0.0893	1.1000	0.2718
Çarşamba	-0.0783	0.0887	-0.8830	0.3772
Perşembe	0.0229	0.0895	0.2560	0.7982
Cuma	0.1758**	0.0893	1.9690	0.0493
$R^2 = 0.0097$		F-istatistiği=1.7100 p-değeri=0.1297		

Tablo 31'de görüldüğü üzere haftanın 5 günü arasında yalnızca cuma gününün Yen/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Cuma günü etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline Cuma günü kukla değişken olarak eklenmiştir.

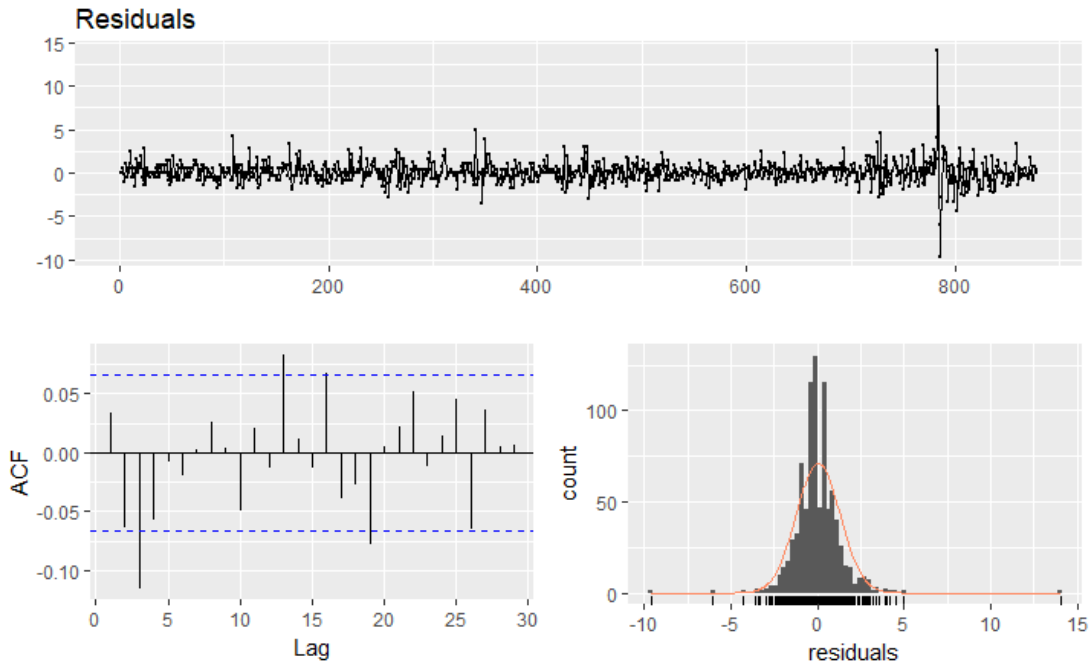
Haftanın günü etkisinin belirlenmesi sonrası ilgili seride Cuma günü etkisi ile birlikte Yılın Ayı etkisi araştırılmıştır. Yılın ayı etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 32'de sunulmuştur.

Tablo 32 Yen/TL kuru yılın ayı etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Ocak	0.0647	0.1515	0.4270	0.6693
Şubat	0.0652	0.1558	0.4190	0.6755
Mart	0.0453	0.1457	0.3110	0.7557
Nisan	0.0118	0.1537	0.0770	0.9388
Mayıs	0.0649	0.1522	0.4270	0.6698
Haziran	0.0262	0.1464	0.1790	0.8582
Temmuz	0.1379	0.1494	0.9230	0.3563
Ağustos	0.3141**	0.1492	2.1050	0.0356
Eylül	-0.1334	0.1524	-0.8750	0.3817
Ekim	-0.1663	0.1494	-1.1130	0.2660
Kasım	-0.0332	0.1494	-0.2220	0.8244
Aralık	0.0500	0.1486	0.3360	0.7368
Cuma	0.1394	0.1020	1.3670	0.1720
$R^2 = 0.0137$		F-istatistiği=0.9236 p-değeri=0.5276		

Tablo 32'de görüldüğü üzere yalnızca Ağustos ayının Yen/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Ağustos ayı etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline ayı kukla değişken olarak eklenmiştir.

Sezonsallığın giderilmiş olduğu Yen/TL kur getirilerine ait grafik, ACF ve dağılım grafiği Şekil 9'da sunulmuştur.



Şekil 9 Sezonsallık giderilmiş Yen/TL getirisi

Sezonsallık etkilerinin belirlenmesinden sonra otokorelasyon derecesi araştırılmıştır. Öncelikle seride otokorelasyon olup olmadığı Ljung-Box testi ile 10. Dereceye kadar test edilmiştir. Bu test istatistiği 22.098 ve p-değeri 0.0146 hesaplanmıştır. Dolayısıyla seride otokorelasyonun olduğu sonucuna varılmıştır.

Otokorelasyonun derecesinin belirlenmesi amacıyla 10 gecikmeye kadar sınamalar yapılmış ve sonuçlar Tablo 33'de belirtilmiştir.

Tablo 33 Yen/TL kuru getirisi ortalama modeli

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.0235	0.0341	0.6890	0.4907
L2	-0.0668*	0.0341	-1.9590	0.0504
L3	-0.1154***	0.0342	-3.3770	0.0008
L4	-0.0590*	0.0344	-1.7140	0.0869
L5	-0.0169	0.0344	-0.4910	0.6234
L6	-0.0389	0.0344	-1.1320	0.2578
L7	-0.0183	0.0344	-0.5310	0.5953
L8	0.0088	0.0342	0.2580	0.7963
L9	-0.0104	0.0344	-0.3030	0.7621
L10	-0.0566*	0.0344	-1.6470	0.0999
Ağustos	0.4960***	0.1571	3.1570	0.0017
$R^2 = 0.0315$		F-istatistiği=2.5370 p-değeri=0.0037		

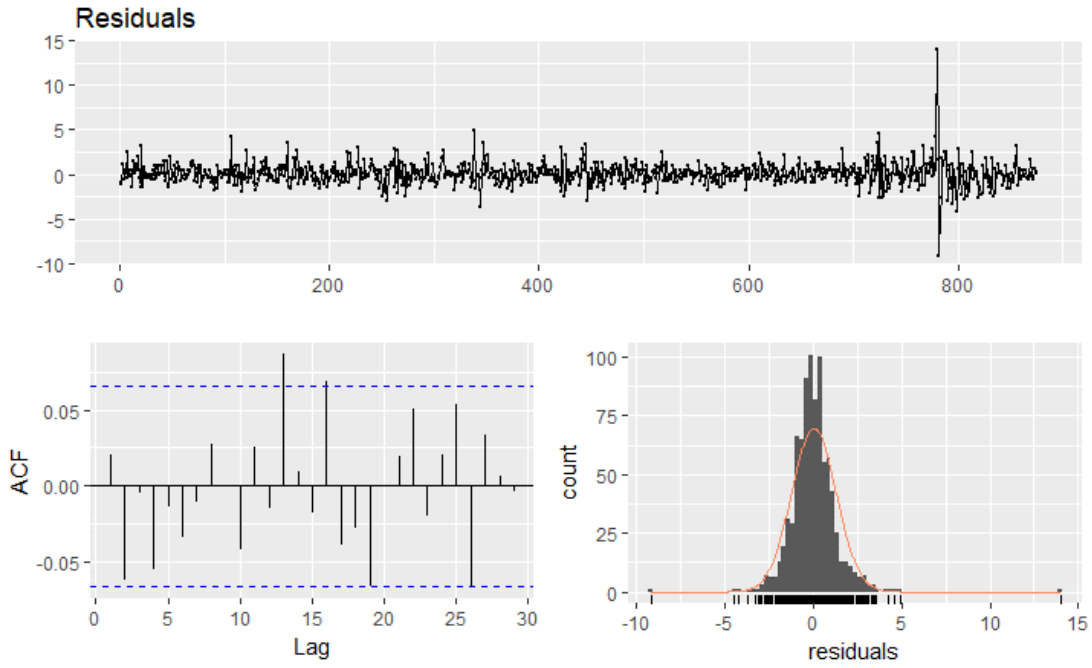
Tablo 33'den görülüğü üzere Yen/TL kuru getirisinde cuma günü ile 2, 3 ve 10 gecikmeli değerlerinin anlamlı etkileri bulunmaktadır. Bunların tamamının negatif etkisi bulunmaktadır. Bu nedenle yalnızca anlamlı gecikmeler ve sezonsallık dikkate alınarak ilgili model yeniden tahmin edilmiş (bu aşamada 2. ve 10. gecikmeli değerler anlamsız bulunmuştur) ve sonuçlar Tablo 34'de belirtilmiştir.

Tablo 34 Yen/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L3	0.3900***	0.1471	2.6520	0.0082
Ağustos	-0.1147***	0.0337	-3.4070	0.0007
$R^2 = 0.0193$		F-istatistiği=8.5660 p-değeri=0.0002		

Yalnızca anlamlı gecikmelerin ve ay etkisinin dahil edildiği ortalama modelinde otokorelasyon sorunun kalıp kalmadığının belirlenmesi amacıyla Breusch-Godfrey testi ile 10. Dereceye kadar uygulanmıştır. LM test istatistiği 0.426 p-değeri ile 10.166 olarak hesaplandığından, seride otokorelasyonun kalmadığı

söylenebilir. Elde edilen artık terimlere ilişkin grafik, otokorelasyon fonksiyonu ve dağılım grafiği Şekil 10'de gösterilmiştir.



Şekil 10 Yen/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği

Yen/TL kuru logaritmik getirilerinin ortalama modelinin belirlenmesi sonrası yukarıda belirtildiği üzere ARCH etkisinin var olup olmadığı ARCH-LM testi ile sınanmıştır. Buna göre kalıntılara uygulanan bu test istatistiği yaklaşık 0 p-değeri ile 130.9167 olarak hesaplandığından seride ARCH etkisinin var olduğu söylenebilir.

Seride ARCH etkisinin olduğunun gösterilmesi sonrası uygun ARCH/GARCH modeli araştırılmıştır. Bu amaçla yukarıda belirlenen ortalama modeli için norm, std, ged, sstd, sged ve nig dağılımları ile 4 farklı GARCH modeli

- GARCH
- EGARCH
- APARCH
- GJRGARCH

p=1 ve q=1 gecikmeli değerler için tahmin edilmiş ve en küçük AIC ve BIC değerlerine sahip modeller seçilmiştir. Bunlar arasında ise AIC değerlerini en küçük yapan model ve dağılım en uygun model olarak belirlenmiştir.

Yen/TL kuru ortalama modeli altında en uygun varyans modeli,

- AIC'e göre GARCH(1,1) modeli nig dağılımlı model en uygun model olarak belirlenirken
- BIC'e göre GARCH(1,1) modeli std dağılımlı model en uygun model olarak belirlenmiştir.

AIC'e göre en uygun model olarak belirlenen nig dağılımlı EGARCH(1,1) modeli geri eleme yöntemi ile indirgenmiş ve varyans modellendiğinde sadece ay ektisi ile gecikmeli değerlerin etkisi anlamlı olarak tespit edilmemiştir. Tahmin sonuçları Tablo 35'de sunulmuştur.

Tablo 35 Yen/TL kuru getirisi oynaklık modeli

Varyans Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
ω	0.0912*	0.0501	1.8223	0.0684
α	0.1041**	0.0412	2.5287	0.0114
β	0.8210***	0.0735	11.1764	0.0000
Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	0.7754	0.3786
		L2	0.7780	0.5762
		L5	0.8199	0.8989
Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	4.0270**	0.0448
		L5	4.9550	0.1567
		L9	5.9540	0.3035

Tablo 35'de belirtilen ve Denklem (65)'de belirtilen GARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre $\alpha + \beta < 1$ olduğundan model süreğen değildir ve

standartlaştırılmış artıklara uygulanan Ljung-Box testi sonuçlarına göre GARCH (1,1) tutarlıdır.

4.4.1. Yen/TL Kuru Oynaklığı-Model A

Yen/TL kuru için dışsal değişkenler ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmeleri ilk olarak varyans modeline eklenerek model tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 36'da sunulmuştur.

Tablo 36 Yen/TL kuru getirisi-Model A

Varyans Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
ω	0.0327	0.0229	1.4273	0.1535
α	0.0845**	0.0375	2.2498	0.0245
β	0.8861***	0.0436	20.3318	0.0000
$GSYH_t$	0.0000	0.0451	0.0000	1.0000
$TUFE_t$	0.0000	0.2915	0.0000	1.0000
PMI_t	0.0000	1.5684	0.0000	1.0000
$SANAYI_t$	0.0000	0.0250	0.0000	1.0000
$GSYH_{t-1}$	0.0000	0.0557	0.0000	1.0000
$TUFE_{t-1}$	0.0000	0.2446	0.0000	1.0000
PMI_{t-1}	0.0000	1.4671	0.0000	1.0000
$SANAYI_{t-1}$	0.0000	0.0248	0.0000	1.0000

Tablo 36'da belirtilen GARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre yalnızca hiçbir makroekonomik değişkenin anlık etkisi ve yayılma etkisi bulunmamaktadır. Yen/TL kuruna tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklara ve artık karelerine Ljung Box testi uygulanmıştır. Ljung-Box Test sonuçları Tablo 37'de sunulmuştur.

Tablo 37 Yen/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.1274	0.7212	L1	0.5593	0.4545
L2	0.8207	0.5602	L5	1.1884	0.8158
L5	1.7226	0.6852	L9	2.2215	0.8770

Tablo 37'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı %1 anlamlılık düzeyinde söylenebilir. Ayrıca artıklara ait ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 38'de sunulmuştur.

Tablo 38 Yen/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.0013	0.5000	2.0000	0.9717
L5	1.4304	1.4400	1.6670	0.6108
L7	1.8288	2.3150	1.5430	0.7535

Tablo 38'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre GARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.4.2. Yen/TL Kuru Oynaklığı-Model B

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer bir süreç yürütülmüştür. Sonuçlar Tablo 39'da belirtilmiştir.

Tablo 39 Yen/TL kuru getirisi-Model B

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
$GSYH_t$	0.0095	0.0491	0.1934	0.8467
$TUFE_t$	0.1559	0.1126	1.3850	0.1660
PMI_t	0.3127	0.5705	0.5481	0.5836
$SANAYI_t$	0.0352	0.0276	1.2732	0.2030
$GSYH_{t-1}$	0.0842*	0.0477	1.7654	0.0775
$TUFE_{t-1}$	0.3064***	0.1141	2.6845	0.0073
PMI_{t-1}	-0.4845	0.5958	-0.8131	0.4161
$SANAYI_{t-1}$	0.0043	0.0236	0.1826	0.8551
Varyans Modeli				
ω	0.1207*	0.0643	1.8775	0.0604
α	0.1273**	0.0501	2.5416	0.0110
β	0.7764***	0.0908	8.5483	0.0000

Tablo 39'dan görüldüğü üzere

- GSYH
- TUFE

değişkenlerinin bir önceki dönemlerinin Yen/TL kuru üzerinde anlamlı bir yayılma etkisi bulunmaktadır.

Tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun varlığını araştırma amaçlı Ljung Box Q istatistiklerine bakılmış ve sonuçlar Tablo 40'da sunulmuştur.

Tablo 40 Yen/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.7836	0.3760	L1	4.2150**	0.0401
L2	0.8059	0.5657	L5	5.0750	0.1472
L5	0.8678	0.8888	L9	6.2110	0.2747

Tablo 40'da belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun %1 anlamlılık düzeyinde olmadığı söylenebilir. Ek olarak artıklara ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 41'de sunulmuştur.

Tablo 41 Yen/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.1076	0.5000	2.0000	0.7429
L5	1.5089	1.4400	1.6670	0.5900
L7	1.9066	2.3150	1.5430	0.7371

Tablo 41'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre GARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.4.3. Yen/TL Kuru Oynaklığı-Model C

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans ve yalnızca ortalama modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin hem varyans hem ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer süreç yürütülmüştür. Bu bölümde, dışsal değişkenler ve birinci gecikmeleri hem ortalama hem de varyans modeline aynı anda dahil edilmiştir. Sonuçlar Tablo 42'de belirtilmiştir.

Tablo 42 Yen/TL kuru getirisi-Model C

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
$GSYH_t$	0.0095	0.0520	0.1823	0.8553
$TUFE_t$	0.1559	0.1213	1.2854	0.1987
PMI_t	0.3127	0.5764	0.5425	0.5875
$SANAYI_t$	0.0352	0.0283	1.2449	0.2132
$GSYH_{t-1}$	0.0842*	0.0485	1.7363	0.0825
$TUFE_{t-1}$	0.3064**	0.1209	2.5347	0.0113
PMI_{t-1}	-0.4844	0.5990	-0.8088	0.4186
$SANAYI_{t-1}$	0.0043	0.0249	0.1728	0.8628
Varyans Modeli				
ω	0.1207	0.1139	1.0596	0.2893
α	0.1273	0.0903	1.4096	0.1587
β	0.7764***	0.1638	4.7403	0.0000
$GSYH_t$	0.0000	0.1091	0.0000	1.0000
$TUFE_t$	0.0000	0.1657	0.0000	1.0000
PMI_t	0.0000	0.9752	0.0000	1.0000
$SANAYI_t$	0.0000	0.0473	0.0000	1.0000
$GSYH_{t-1}$	0.0000	0.1052	0.0000	1.0000
$TUFE_{t-1}$	0.0000	0.2226	0.0000	1.0000
PMI_{t-1}	0.0000	0.8960	0.0000	1.0000
$SANAYI_{t-1}$	0.0000	0.0595	0.0000	1.0000

Makroekonomik değişkenler ortalama ve varyans modeli için aynı anda değerlendirildiğinde, makroekonomik değişkenlerden sadece TUFE ve GSYH'nin Yen/TL kur getirileri üzerinde bir yayılma etkisinin olduğu, oynaklığını ise hiçbir değişkenin etkilemediği gözlemlenmektedir.

Tahmin edilen modelin tutarlılığının tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunu, Ljung Box Q istatistikleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 43'de sunulmuştur.

Tablo 43 Yen/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.7836	0.3760	L1	4.2150	0.0401
L2	0.8059	0.5657	L5	5.0750	0.1472
L5	0.8679	0.8888	L9	6.2110	0.2747

Tablo 43'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı söylenebilir. ARCH-LM testi sonuçları Tablo 44'de sunulmuştur.

Tablo 44 Yen/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.1076	0.5000	2.0000	0.7429
L5	1.5089	1.4400	1.6670	0.5900
L7	1.9066	2.3150	1.5430	0.7371

Tablo 44'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre GARCH(1,1)-nig modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.5.Sterlin/TL Kuru Oynaklığı

Sterlin/TL kuruna etki eden makroekonomik faktörlerin belirlenmesi amacıyla öncelikle serilerin ortalaması modellenmeye çalışılmıştır. Bu amaçla, ilk olarak seride haftanın günü etkisinin var olup olmadığı araştırılmıştır. Haftanın günü etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 45'de sunulmuştur.

Tablo 45 Sterlin/TL kuru haftanın günü etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Pazartesi	0.1865	0.1391	1.3410	0.1800
Salı	0.1084	0.0832	1.3020	0.1930
Çarşamba	0.0020	0.0826	0.0240	0.9810
Perşembe	-0.0344	0.0835	-0.4120	0.6800
Cuma	0.1084	0.0832	1.3020	0.1930
$R^2 = 0.0061$		F-istatistiği=1.0720 p-değeri=0.3742		

Tablo 45'de görüldüğü üzere haftanın 5 günü arasında hiçbir günün Sterlin/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığı söylenebilir.

Haftanın günü etkisinin araştırılması sonrası ilgili seride yılın Ayı etkisi araştırılmıştır. Yılın ayı etkisine dair regresyon sonuçları Tablo 46'de sunulmuştur.

Tablo 46 Sterlin/TL kuru yılın ayı etkisi

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
Ocak	0.1093	0.1392	0.7850	0.4328
Şubat	-0.0030	0.1433	-0.0210	0.9835
Mart	0.0167	0.1338	0.1250	0.9005
Nisan	0.1167	0.1412	0.8260	0.4090
Mayıs	0.0802	0.1402	0.5720	0.5674
Haziran	-0.0478	0.1346	-0.3550	0.7227
Temmuz	0.2034	0.1374	1.4810	0.1390
Ağustos	0.2482*	0.1374	1.8070	0.0711
Eylül	-0.0041	0.1402	-0.0290	0.9767
Ekim	-0.1817	0.1374	-1.3230	0.1863
Kasım	0.1606	0.1374	1.1700	0.2425
Aralık	-0.0025	0.1364	-0.0180	0.9856
$R^2 = 0.0118$		F-istatistiği=0.8621 p-değeri=0.5859		

Tablo 46'de görüldüğü üzere yalnızca Ağustos ayının Sterlin/TL kurunun logaritmik getirileri üzerinde pozitif ve anlamlı bir etkisinin olduğu söylenebilir. Bu nedenle Ağustos ayı etkisinin yakalanması amacıyla ortalama modeline ayı kukla değişken olarak eklenmiştir.

Sezonsallık etkilerinin belirlenmesinden sonra otokorelasyon derecesi araştırılmıştır. Öncelikle seride otokorelasyon olup olmadığı Ljung-Box testi ile 10. Dereceye kadar test edilmiştir. Bu test istatistiği 87.307 ve p-değeri yaklaşık 0 hesaplanmıştır. Dolayısıyla seride otokorelasyonun olduğu sonucuna varılmıştır.

Otokorelasyonun derecesinin belirlenmesi amacıyla 10 gecikmeye kadar sınamalar yapılmış ve sonuçlar Tablo 47'de belirtilmiştir.

Tablo 47 Sterlin/TL kuru getirisi ortalama modeli

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.0986***	0.0341	2.8920	0.0039
L2	-0.1132***	0.0342	-3.3080	0.0010
L3	-0.0902***	0.0344	-2.6230	0.0089
L4	-0.0232	0.0346	-0.6720	0.5015
L5	0.0195	0.0345	0.5640	0.5726
L6	-0.0378	0.0345	-1.0940	0.2741
L7	0.0205	0.0345	0.5930	0.5535
L8	0.0534	0.0344	1.5530	0.1208
L9	0.0384	0.0342	1.1210	0.2627
L10	-0.0476	0.0341	-1.3960	0.1631
$R^2 = 0.0438$		F-istatistiği=3.9250 p-değeri=0.0000		

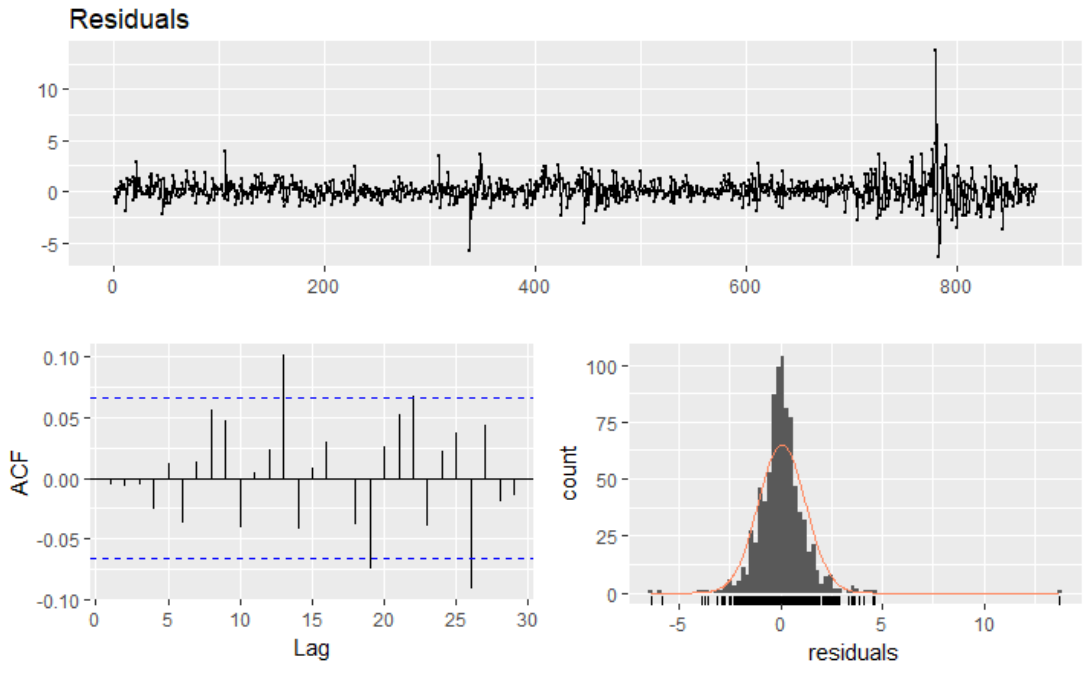
Tablo 47'den görülüğü üzere Sterlin/TL kuru getirisinde cuma günü ile 1, 2 ve 3 gecikmeli değerlerinin anlamlı etkileri bulunmaktadır. Bunların içinde 2 ve 3. gecikmenin negatif etkisi, 1. gecikmenin ise pozitif bulunmaktadır. Bu nedenle yalnızca anlamlı gecikmeler ve sezonsallık dikkate alınarak ilgili model Sterliniden

tahmin edilmiş (bu Ağustos ayı anlamsız bulunmuştur) ve sonuçlar Tablo 48'de belirtilmiştir.

Tablo 48 Sterlin/TL kuru getirisi nihai ortalama modeli

	Katsayı	St. hata	t-istatistiği	p-değeri
L1	0.1018***	0.0337	3.0180	0.0026
L2	-0.1140***	0.0337	-3.3870	0.0007
L3	-0.0901***	0.0337	-2.6740	0.0076
$R^2 = 0.0333$		F-istatistiği=10.0200 p-değeri=0.0000		

Yalnızca anlamlı gecikmelerin ve ay etkisinin dahil edildiği ortalama modelinde otokorelasyon sorunun kalıp kalmadığının belirlenmesi amacıyla Breusch-Godfrey testi ile 10. Dereceye kadar uygulanmıştır. LM test istatistiği 0.4662 p-değeri ile 9.7106 olarak hesaplandığından, seride otokorelasyonun kalmadığı söylenebilir. Elde edilen artık terimlere ilişkin grafik, otokorelasyon fonksiyonu ve dağılım grafiği Şekil 11'de gösterilmiştir.



Şekil 11 Sterlin/TL kuru getirisi ortalama modeli artık terimleri grafiği

Sterlin/TL kuru logaritmik getirilerinin ortalama modelinin belirlenmesi sonrası yukarıda belirtildiği üzere ARCH etkisinin var olup olmadığı ARCH-LM testi ile sınanmıştır. Buna göre kalıntılara uygulanan bu test istatistiği yaklaşık 0 p-değeri ile 84.5716 olarak hesaplandığından seride ARCH etkisinin var olduğu söylenebilir.

Seride ARCH etkisinin olduğunun gösterilmesi sonrası uygun ARCH/GARCH modeli araştırılmıştır. Bu amaçla yukarıda belirlenen ortalama modeli için norm, std, ged, sstd, sged ve nig dağılımları ile 4 farklı GARCH modeli

- GARCH
- EGARCH
- APARCH
- GJRGARCH

p=1 ve q=1 gecikmeli değerler için tahmin edilmiş ve en küçük AIC ve BIC değerlerine sahip modeller seçilmiştir. Bunlar arasında ise AIC değerlerini en küçük yapan model ve dağılım en uygun model olarak belirlenmiştir.

Sterlin/TL kuru ortalama modeli altında en uygun varyans modeli,

- AIC'e göre EGARCH(1,1) modeli std dağılımlı model en uygun model olarak belirlenirken
- BIC'e göre GARCH(1,1) modeli std dağılımlı model en uygun model olarak belirlenmiştir.

AIC'e göre en uygun model olarak belirlenen nig dağılımlı EGARCH(1,1) modeli geri eleme yöntemi ile indirgenmiş ve varyans modellendiğinde gecikmeli değerlerin etkisi anlamlı olarak tespit edilmemiştir. Tahmin sonuçları Tablo 49'de sunulmuştur.

Tablo 49 Sterlin/TL kuru getirisi oynaklık modeli

Varyans Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
ω	-0.0049	0.0063	-0.7765	0.4375
α	0.0557**	0.0242	2.3026	0.0213
β	0.9730***	0.0141	69.2386	0.0000
γ	0.1695***	0.0478	3.5437	0.0004
Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	0.2135	0.6440
		L2	0.7435	0.5895
		L5	1.5640	0.7242
Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		L1	0.3046	0.5810
		L5	0.6793	0.9268
		L9	1.7821	0.9294

Tablo 49'de belirtilen ve Denklem (111)(65)'de belirtilen EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre kaldıraç etkisi anlamlıdır ve standartlaştırılmış artıklara uygulanan Ljung-Box testi sonuçlarına göre EGARCH (1,1) tutarlıdır.

4.5.1. Sterlin/TL Kuru Oynaklığı-Model A

Sterlin/TL kuru için dışsal değişkenler ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmeleri ilk olarak varyans modeline eklenerek model tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları, Tablo 50'de sunulmuştur.

Tablo 50 Sterlin/TL kuru getirisi-Model A

Varyans Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
ω	-0.0219	0.0109	-2.0112	0.0443
α	0.0827***	0.0273	3.0363	0.0024
β	0.9522***	0.0159	60.0018	0.0000
γ	0.1386***	0.0456	3.0392	0.0024
$GSYH_t$	-0.0403	0.1009	-0.3989	0.6900
$TUFE_t$	0.0933	0.1913	0.4876	0.6258
PMI_t	-1.6640	1.0766	-1.5457	0.1222
$SANAYI_t$	0.1164**	0.0546	2.1298	0.0332
$GSYH_{t-1}$	-0.0072	0.1005	-0.0715	0.9430
$TUFE_{t-1}$	0.1316	0.1872	0.7030	0.4821
PMI_{t-1}	0.6773	1.1047	0.6131	0.5398
$SANAYI_{t-1}$	-0.0849	0.0543	-1.5621	0.1183

Tablo 50'de belirtilen EGARCH(1,1) modeli tahmin sonuçlarına göre makro ekonomik değişkenler arasında SANAYI değişkeninin anlık etkisi ve yayılma etkisi bulunmaktadır. Sterlin/TL kuruna tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklara ve artık karelerine Ljung Box testi uygulanmıştır. Ljung-Box Test sonuçları Tablo 51'de sunulmuştur.

Tablo 51 Sterlin/TL kuru getirisi-Model A Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.1006	0.7511	L1	0.3804	0.5374
L2	0.5489	0.6711	L5	0.9151	0.8786
L5	1.2409	0.8032	L9	2.1931	0.8807

Tablo 51'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı %1 anlamlılık düzeyinde söylenebilir.

Ayrıca artıklara ait ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 52'de sunulmuştur.

Tablo 52 Sterlin/TL kuru getirisi-Model A ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.3758	0.5000	2.0000	0.5398
L5	1.0138	1.4400	1.6670	0.7288
L7	1.1383	2.3150	1.5430	0.8901

Tablo 52'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-std modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.5.2. Sterlin/TL Kuru Oynaklığı-Model B

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer bir süreç yürütülmüştür. Sonuçlar Tablo 53'de belirtilmiştir.

Tablo 53 Sterlin/TL kuru getirisi-Model B

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
$GSYH_t$	-0.0439	0.0404	-1.0858	0.2776
$TUFE_t$	0.1306	0.0923	1.4145	0.1572
PMI_t	0.0385	0.4408	0.0874	0.9304
$SANAYI_t$	0.0128	0.0240	0.5310	0.5954
$GSYH_{t-1}$	-0.0034	0.0459	-0.0733	0.9416
$TUFE_{t-1}$	0.2908***	0.0978	2.9729	0.0030
PMI_{t-1}	-0.2154	0.4139	-0.5203	0.6029
$SANAYI_{t-1}$	0.0260	0.0259	1.0047	0.3150
Varyans Modeli				
ω	-0.0040	0.0067	-0.5991	0.5491
α	0.0501**	0.0243	2.0650	0.0389
β	0.9704***	0.0172	56.5017	0.0000
γ	0.1792***	0.0542	3.3043	0.0010

Tablo 53'den görüldüğü üzere TUFE değişkeninin bir önceki döneminin Sterlin/TL kuru üzerinde anlamlı bir yayılma etkisi bulunmaktadır.

Tahmin edilen modelin uygunluğunun tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun varlığını araştırma amaçlı Ljung Box Q istatistiklerine bakılmış ve sonuçlar Tablo 54'de sunulmuştur.

Tablo 54 Sterlin/TL kuru getirisi-Model B Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.1630	0.6864	L1	0.3504	0.5539
L2	0.7601	0.5831	L5	0.6937	0.9241
L5	1.7028	0.6901	L9	1.6475	0.9426

Tablo 54'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunun %1 anlamlılık düzeyinde olmadığı söylenebilir. Ek olarak artıklara ARCH-LM testi uygulanmış ve sonuçlar Tablo 55'de sunulmuştur.

Tablo 55 Sterlin/TL kuru getirisi-Model B ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.0492	0.5000	2.0000	0.8244
L5	0.7533	1.4400	1.6670	0.8073
L7	0.9777	2.3150	1.5430	0.9172

Tablo 55'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-std modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

4.5.3. Sterlin/TL Kuru Oynaklığı-Model C

Dışsal değişkenlerin yalnızca varyans ve yalnızca ortalama modelinde içerildiği durum yukarıda belirtilmiştir. Dışsal değişkenlerin hem varyans hem ortalama modelinde ele alındığı durum için benzer süreç yürütülmüştür. Bu bölümde, dışsal değişkenler ve birinci gecikmeleri hem ortalama hem de varyans modeline aynı anda dahil edilmiştir. Sonuçlar Tablo 56'da belirtilmiştir.

Tablo 56 Sterlin/TL kuru getirisi-Model C

Ortalama Modeli				
	Katsayı	std hata	t-istatistiği	p-değeri
$GSYH_t$	-0.0463	0.0383	-1.2080	0.2271
$TUFE_t$	0.1649*	0.0985	1.6737	0.0942
PMI_t	0.2415	0.3311	0.7294	0.4658
$SANAYI_t$	-0.0012	0.0303	-0.0389	0.9690
$GSYH_{t-1}$	0.0036	0.0417	0.0854	0.9319
$TUFE_{t-1}$	0.2508**	0.1222	2.0521	0.0402
PMI_{t-1}	-0.2437	0.3699	-0.6587	0.5101
$SANAYI_{t-1}$	0.0288	0.0265	1.0875	0.2768
Varyans Modeli				
ω	-0.0192*	0.0107	-1.7837	0.0745
α	0.0816***	0.0272	3.0056	0.0027
β	0.9540***	0.0158	60.4949	0.0000
γ	0.1396***	0.0461	3.0264	0.0025
$GSYH_t$	-0.0408	0.0916	-0.4456	0.6559
$TUFE_t$	0.0159	0.2013	0.0791	0.9369
PMI_t	-1.9521*	1.0909	-1.7895	0.0735
$SANAYI_t$	0.1166**	0.0568	2.0528	0.0401
$GSYH_{t-1}$	-0.0152	0.0925	-0.1649	0.8690
$TUFE_{t-1}$	0.1905	0.2002	0.9518	0.3412
PMI_{t-1}	1.0024	1.1234	0.8923	0.3722
$SANAYI_{t-1}$	-0.0875	0.0568	-1.5415	0.1232

Makroekonomik değişkenler ortalama ve varyans modeli için aynı anda değerlendirildiğinde, makroekonomik değişkenlerden sadece TUFE'nin Sterlin/TL kur getirileri üzerinde bir yayılma etkisinin olduğu, oynaklığını ise PMI ve SANAYI değişkenlerinin sırasıyla pozitif ve negatif etkilediği gözlemlenmektedir.

Tahmin edilen modelin tutarlılığının tespit edilmesi amacıyla standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorunu, Ljung Box Q istatistikleri ile araştırılmış ve sonuçlar Tablo 57'de sunulmuştur.

Tablo 57 Sterlin/TL kuru getirisi-Model C Ljung Box Q İstatistikleri

Standart artıklara ait Ljung-Box Test İstatistiği			Standart artık karelerine ait Ljung-Box Test İstatistiği		
Gecikme	Katsayı	p-değeri	Gecikme	Katsayı	p-değeri
L1	0.0682	0.7940	L1	0.4030	0.5255
L2	0.5542	0.6687	L5	0.8405	0.8946
L5	1.3662	0.7727	L9	1.8958	0.9171

Tablo 57'de belirtilen Ljung Box Q istatistiklerine göre standartlaştırılmış artıklarda ve artık karelerinde otokorelasyon sorununun olmadığı söylenebilir. ARCH-LM testi sonuçları Tablo 58'de sunulmuştur.

Tablo 58 Sterlin/TL kuru getirisi-Model C ARCH-LM testi sonuçları

	Katsayı	Biçim	Ölçek	p-değeri
L3	0.3316	0.5000	2.0000	0.5647
L5	0.8200	1.4400	1.6670	0.7870
L7	0.9305	2.3150	1.5430	0.9246

Tablo 58'de belirtilen ARCH-LM testi sonuçlarına göre EGARCH(1,1)-std modeli sonrası seride ARCH etkisinin kalmadığı ve modelin tutarlı olduğu söylenebilir.

5. BÖLÜM

5. SONUÇ

Bir finansal yatırım aracının taşıdığı risklerin ölçütlerinden biri oynaklık veya volatilite olarak nitelendirilmektedir. Geleceğe ilişkin kararların alınması sürecinde bu oynaklığın modellenmesi yatırımcı açısından büyük öneme sahiptir. Bunun yanı sıra birçok finansal modelde girdi parametre olarak yer alan oynaklığın tahmin edilmesi, opsiyon fiyatlama modelleri gibi modellerin oluşturulmasında zorunlu hale gelmektedir.

Bu konuda yapılan çalışmaların Mandelbrot (1963) ile başladığı söylenebilir. Çalışmasında finansal enstrümanların fiyatlarındaki büyük değişimlerin büyük değişimler tarafından, küçük değişimlerin ise küçük değişimler tarafından takip edildiğini belirtmiştir. Bu durumun ise oynaklık kümelenmeleri oluşturduğunu ifade etmiştir.

Oynaklığının incelenmesi amacıyla kullanılan birçok yöntem arasında literatürde sıklıkla kullanılan modeller ARCH ve GARCH modelleridir. Sırasıyla Engle (1982) ve Bollerslev (1986) tarafından ortaya konan bu modellerde değişen oynaklığın tahmin edilmesi amacıyla koşullu değişen açıklanmaya çalışılmıştır. Bu çalışmaların yanı sıra değişen varyansa etki edebilecek tarihsel bilgi veya haber etkisi gibi nedenlerle modellerde asimetriliğe olanak sağlayan EGARCH ve GJRGARCH gibi modeller geliştirilmiştir.

Bu çalışmada bu bağlamda oynaklık modelleri ele alınmıştır. Öncelikle zaman serisi kavramı, tek değişkenli zaman serisi modelleri açıklanmaya çalışılmış ve sonrasında değişen varyans modelleri belirtilmiştir. Finansal serilerdeki oynaklığa etki edebilecek makroekonomik göstergeler ise uygulamalı olarak analiz edilmiştir.

Finansal serilere örnek olarak 4 farklı döviz kuru çalışmaya dahil edilmiştir. Bu seriler Dolar/TL, Euro/TL, Yen/TL ve Sterlin/TL kurlarıdır. Bu serilere ilişkin günlük logaritmik değişimler ile, makroekonomik göstereler arasında yer alan çeyrek dönemlik gayrisafi yurtiçi hasıla, aylık tüketici fiyatları endeksi, aylık sanayi üretim endeksindeki yüzde değişimler ve satın alma yöneticileri aylık endeksinin standardize edilmiş değerleri çalışmada ele alınmıştır.

Bu serilere ilişkin betimsel istatistikler ve grafiklerin incelenmesi sonrası oynaklık modellemesine geçilmiştir. Öncesinde oynaklık modellemesinde serilerin durağan olması gerekliliği nedeniyle, çalışmada kullanılan tüm serilerin birim kök içerip içermediği ADF testi ile test edilmiştir. Sonuç olarak tüm seriler düzeyde durağan bulunmuştur.

Serilerin düzeyde durağan bulunması sonrası 4 döviz kuru için 3'er ayrı durum araştırılmıştır. Bu durumlar dışsal değişkenlerin ve dışsal değişkenlerin birinci gecikmelerinin i) Model A. yalnızca varyans modeline, ii) Model B. yalnızca ortalama modeline ve iii) Model C. varyans ve ortalama modeline dahil edildiği durumlardır.

Bu durumlara ilişkin GARCH, EGARCH, APARCH ve GJRGARCH modelleri kalıntı terimlerinin normal, Student t, genelleştirilmiş hata, çarpık Student t, çarpık genelleştirilmiş hata ve normal ters Gauss (nig) dağıldığımı izlediği varsayımları altında p=1 ve q=1 için modeller kurulmuştur. Kurulan modeller arasında AIC değeri en düşük olan model en uygun seri olarak belirlenmiştir.

Oynaklık modellemeleri öncelikle ortalama modellerinin tahmin edilmesiyle başlamıştır. Bun amaçla ortalama modelinde otoregresif yapı, haftanın günü ve yılın ayı etkileri araştırılmıştır. Sonrasında her bir seri içi üç farklı durum araştırılmıştır.

Dolar/TL kurunda EGARCH(1,1)-nig modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca varyans modeline dahil

edildiği Model A için hiçbir makroekonomik değişkenin etkisi gözlemlenmemiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca ortalama modeline dahil edildiği Model B için gayrisafi yurtiçi hasıla, tüketici fiyatları endeksi ve aylık sanayi üretim değişkenlerinin etkisi olduğu belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin hem ortalama hem de varyans modeline dahil edildiği Model C için yalnızca tüketici fiyatları endeksinin getiriler üzerinde etkisi olduğu oynaklık üzerinde hiçbir makroekonomik değişkenin etkili olmadığı belirlenmiştir.

Euro/TL kurunda EGARCH(1,1)-nig modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca varyans modeline dahil edildiği Model A için PMI makroekonomik değişkenin etkisi gözlemlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca ortalama modeline dahil edildiği Model B için gayrisafi yurtiçi hasıla ve tüketici fiyatları endeksi değişkenlerinin etkisi olduğu belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin hem ortalama hem de varyans modeline dahil edildiği Model C için tüketici fiyatları endeksi, gayrisafi yurtiçi hasıla ve PMI değişenlerinin getiriler üzerinde etkisi olduğu oynaklık üzerinde ise PMI makroekonomik değişkenin etkili olduğu belirlenmiştir.

Yen/TL kurunda GARCH(1,1)-nig modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca varyans modeline dahil edildiği Model A için hiçbir makroekonomik değişkenin etkisi gözlemlenmemiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca ortalama modeline dahil edildiği Model B için gayrisafi yurtiçi hasıla ve tüketici fiyatları endeksi değişkenlerinin etkisi olduğu belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin hem ortalama hem de varyans modeline dahil edildiği Model C için tüketici fiyatları endeksi, gayrisafi yurtiçi hasıla ve PMI değişenlerinin getiriler üzerinde etkisi olduğu oynaklık üzerinde ise hiçbir makroekonomik değişkenin etkili olmadığı belirlenmiştir.

Sterlin/TL kurunda EGARCH(1,1)-std modeli en uygun model olarak belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca varyans modeline dahil edildiği Model A için aylık sanayi üretim endeksi makroekonomik değişkenin etkisi

gözlemlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin yalnızca ortalama modeline dahil edildiği Model B için tüketici fiyatları endeksi değişkeninin etkisi olduğu belirlenmiştir. Makroekonomik değişkenlerin hem ortalama hem de varyans modeline dahil edildiği Model C için tüketici fiyatları endeksi değişeninin getiriler üzerinde etkisi olduğu oynaklık üzerinde ise satın alma müdürleri endeksi ve aylık sanayi üretim endeksi makroekonomik değişkenin etkili olduğu belirlenmiştir.

KAYNAKÇA

Akçay, O. C., Alper, C. A. ve Karasulu, M., 1997, Currency Substitution and Exchange Rate Instability: the Turkish Case. European Economic Review, 41, 827-835.

Akman, A., 2007, Türkiye'de Döviz Kuru Volatlitesinin Swarch Yöntemi ile Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Pamukkale Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, Denizli

Aksu, T., 2006, Gecelik Faiz Oranlarının Volatilitesinin Modellenmesinde Asimetrik Garch Modeller, Yüksek Lisans Tezi, Marmara Üniversitesi, Sosyal Bilimler Enstitüsü, İstanbul

Aktaş, C., ve Akkurt, H., 2006, ARCH Modelleri ve Türkiye'ye Ait Otomobil Üretimi Verilerinin Farklı Varyaslığının İncelenmesi, Dumlupınar Üniversitesi, Sosyal Bilimler Dergisi

Alexander, C., 2001, Market Models: A Guide to Financial Data Analysis. Chichester, UK: John Wiley and Sons Ltd.

Andersen, T.G., Bollerslev T., Diebold F.X. ve Labys P., 2001, The Distribution of Exchange Rate Volatility. Journal of American Statistical Association, 96, 42-55.

Aydemir, A. B., 1998, Volatility Modelling in Finance, Forecasting Volatility in the Financial Markets. Oxford. UK. Butterwoth-Heinemann, 1-46.

Ayhan, D., 2006, Döviz Kuru Rejimlerinin Kur Oynaklığı Üzerine Etkisi: Türkiye Örneği. İktisat İşletme ve Finans, Ağustos, 64-76.

Aysoy, C. ve Balaban, E., 1996, The Term Structure of Volatility in the Turkish Foreign Exchange: Implications for Option Pricing and Hedging Decisions. TCMB Tartışma Tebliğleri No: 9613

Baille, R. T. ve Bollerslev, T., 1989, The Message in Daily Exchange Rates: A Conditional-Variance Tale. Journal of Business and Economic Statistics, 7, 297-305.

Balaban, E., 1999, Comparative Forecasting Performance of Symmetric and Asymmetric Conditional Volatility Models of an Exchange Rate, Economics Letters, 83, 99-105.

Black, F. ve Scholes, M,. 1973, The Pricing of Options and Corporate Liabilities, Journal of Political Economy, 81, s.637-654.

Bollerslev, T., 1986, Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity. Journal of Econometrics, 31, 307-327.

Bollerslev, T., 1987, A conditionally Heteroskedastic Time Series Model for Speculative Prices and Rates of Return. Review of Economics and Statistics, 69, 542-547.

Bollerslev, T., Chou, R.Y. ve Kroner, K. F., 1992, ARCH Modeling in Finance. Journal of Econometrics, 52, 5-59.

Boscher, H., Fronk, E.M. ve Pigeot, I., 2000, Forecasting interest rates volatilities by GARCH (1; 1) and Stochastic Volatility Models, Statistical Papers [Formerly: Statistischen Hefte), sayı: 41, no: 4, s: 409-422.

Bozkurt, H. (2007). Zaman serileri analizi. Ekin.

Box, G.E.P. Ve Jenkins, G.M., 1994, Time Series Analysis, Prentice Hall

Brooks, C., 2002, Introductory Econometrics for Finance, Cambridge

Brooks, C. ve Persand, G., 2003, Volatility Forecasting for Risk Management. Journal of Forecasting, 22, 1-22.

Buttler, C. 1999, Mastering Value at Risk, Financial Times Management, London.

Chib, S., Nardari, F. ve Shephard N., 2002, Markov Chain Monte Carlo methods stochastic volatility models, Journal of Econometrics, 108, s. 281–316.

Christoffersen, P.F. ve Diebold, F. X., 1998, How Relevant is Volatility Forecasting For Financial Risk Management?, Wharton Financial Institutions Center. Çalısma Tebliği 97-45 ve NBER Çalısma Tebliği 6488.

Cromwell, J.B., Labys, W. C., Terraza, M., 1994,. Univariate Tests For Time Series Models, Sage Publications, London.

Davidson, R., ve MacKinnon, J., 1999, Foundations of Econometrics

Dickey, A. D. ve Fuller, A.W., 1979, Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root, Journal of the American Statistical Association 74, s.427-431.

Domaç, I. ve Mendoza, A., 2002, Is There Room for Forex Interventions Under Inflation Targeting Framework? Evidence from Mexico and Turkey. TCMB Tartısma Tebliğleri No: 0206

Enders, W., 1995, Applied Econometrics Time Series

Engle, R.F. ve Bollerslev, T., 1986, Modelling the Persistence of Conditional Variances. Econometric Reviews, 5, 1-50; 81-87.

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

Engle, R.F., 1983, The Use of ARCH /GARCH Models in Applied Econometrics ,s.286-301

Fabozzi, F. J., Focardi, S. M., Rachev, S. T., & Arshanapalli, B. G., 2014. The basics of financial econometrics: Tools, concepts, and asset management applications. John Wiley & Sons.

Fama, E. F., 1965, The Behavior of Stock Market Prices. Journal of Business, 38, 34-105.

Feinstein, S.P., 1987, Stock Market Volatility, Federal Reserve Bank of Atlanta Economic Review, November/December, 42-47.

Figlewski, S., 1997, Forecasting Volatility, Financial Markets, Institutions and Instruments. Vol. 6(1), Stern School of Business, Boston, Blackwell Publishers.

Franses, P.H., ve Dijk, V.,2000 Non-Linear Time Series Models in Empirical Finance, Fourth Printing, Cambridge University Pres

Glosten, L.R., Jaganathan, R. ve Runkle, D., 1993, On the Relation between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," Journal of Finance, sayı 48, s.1779-1801

Hamilton, J.D., 1989, A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and Business Cycle. Econometrica, 57, 357-384.

Hsieh, D.A., 1988, The Statistical Properties of Daily Foreign Exchange Rates: 1974-1983. Journal of International Economics, 24, 129-145.

Jorion, P., 1997, Big Bets Gone Bad: Derivatives and Bankruptcy in Orange County. San Diego, CA: Academic Press.

Klaassen, F., 2002, Improving GARCH Volatility Forecasts with Regime-Switching GARCH. Empirical Economics, 27, 363-394.

Knight, J. ve Stephen S., 2001, Return Distributions ın Finance, Oxford

Kupiec, P., 1991, Stock Market Volatility in OECD Countries: Recent Trends, Consequences for the Real Economy, and Proposals for Reform, Economic Studies, 17, 31-63.

Lamoureux, C. ve Lastrapes, W., 1990, Heteroskedasticity in Stock Return Data: Volume versus GARCH Effects. Journal of Finance, 45, 221-229.

Levy, G., 2004, Computational Finance Numerical Methods for Pricing Financial Instruments, Elsevier, Holland

Ljung, G.M. ve Box, G.E.P., 1978, On a Measure of a Lack of Fit in Time Series Models, Biometrika, 65, 297-303

Mandelbrot, B., 1963, The Variation of Certain Speculative Prices. Journal of Business, 36, 394-419.

Mazıbaş, M., 2004, İMKB Piyasalarında Volatilitenin Modellenmesi ve Öngörülmesi: Asimetrik GARCH Modelleri İle Bir Uygulama

Mitchell, H., McKenzie, M.D., 2003, GARCH Model Selection Criteria, Quantitative Finance, Vol 3, 262-284.

McLeod, A.I. ve Li, W.K., 1983, Diagnostic checking ARMA time series models using squared-residual autocorrelations", Journal of Time Series Analysis, s.4, c.4, ss.269-273.

Muradoğlu, G., Metin K., 1996, Efficiency of the Turkish Stock Market with respect to Monetary Variables: A Cointegration Analysis, European Journal of Operational Research, 90, 566-576.

Nelson D., 1991, Conditional Heteroskedasticity in Asset Returns: A new Approach, Econometrica ,59,2, Journal of Econometrics,s.347-370

Okay, N., 1998, Asymmetric Volatility Dynamics: Evidence from the Istanbul Stock Exchange, makalenin yer aldığı kitap, D. Kantarelis (ed) Business & Economics for the 21st Century-Volume II, Selected Papers: 1998 Business & Economics Society International Conference.

Özturk, K., 2006, Exchange Rate Volatility: The Case of Turkey. Yüksek Lisans Tezi. Ankara: Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Ankara

Planas, C., (1997), Applied Time Series Analysis: Modelling, Forecasting, Unobserved Components Analysis and the Wiener-Kolmogorov Filter, Eurostat Internal Course.

Poon, S. ve Granger, C. W. J., 2003, Forecasting Volatility in Financial Markets: A Review. Journal of Economic Literature, XLI, 478-539.

Rachev, S., 2007, Financial Econometrics From Basic to Advanced Modeling Techniques, John Wiley & Sons Inc.

Scott, L.O., 1991, Financial Market Volatility: A Survey, IMF Staff Papers, 38, 582-625.

Taylor, S.J., 1980, Conjectured Models for Trend in Financial Prices, Tests and Forecasts, Journal of the Royal Statistical Soceity, Seri: A, Sayı: 143, ss:338-362

Tsay, R.S., 2002, Analysis of Financial Time Series, New York: John Wiley & Sons.

Ünal, Ö.S., 2009, Döviz Kuru Oynaklığının Öngörülmesi ve Risk Yönetimi: Türkiye Örneği, Uzmanlık Yeterlilik Tezi, TCMB, Ankara

Vilasuso, J., 2002, Forecasting Exchange Rate Volatility. Economic Letters, 76, 59-64.

Yavan, Z.A. ve Aybar C.B., 1998, İMKB'de Oynaklık, İMKB Dergisi, 2 (6), 35-47.

Yılmaz M.K., 1997, Hisse Senedi Fiyat Oynaklığı ve Fiyat Oynaklığının Vade Yapısı: Türkiye İçin Genel Bir Değerlendirme, İMKB Dergisi 1 (3), 25-45.