



SIVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ  
Sosyal Bilimler Enstitüsü  
Ekonometri Ana Bilim Dalı

## **BITCOİN VE BİST OYNAKLIĞIN YAYILMASI: TEK VE ÇOK DEĞİŞKENLİ GARCH MODELLERİ**

Yüksek Lisans Tezi

İlkan ASLAN

Sivas  
Temmuz 2019

**SİVAS CUMHURİYET ÜNİVERSİTESİ**  
**Sosyal Bilimler Enstitüsü**  
**Ekonometri Ana Bilim Dalı**

**BİTCOİN VE BİST OYNAKLIĞIN YAYILMASI: TEK VE  
ÇOK DEĞİŞKENLİ GARCH MODELLERİ**

**Yüksek Lisans Tezi**

**İlkhan ASLAN**

**Danışman**  
**Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL**

**Sivas**  
**Temmuz 2019**

KABUL VE ONAY

Üniversite: : Sivas Cumhuriyet Üniversitesi  
Enstitü : Sosyal Bilimler Enstitüsü  
Ana Bilim Dalı : EKONOMETRİ  
Tezin Başlığı : BİTCOİN VE BİST OYNAKLIĞIN YAYILMASI: TEK  
VE ÇOK DEĞİŞKENLİ GARCH MODELLERİ  
Savunma Tarihi : 10/06/2019  
Danışmanı : Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL

Unvanı - Adı Soyadı

İmza

Jüri Başkanı : Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL

Üye : Doç.Dr. ERKAN AKTAŞ

Üye : Doç.Dr. Hakan TÜRKAY

Oy Birliği

Oy Çokluğu

İlhan ASLAN tarafından hazırlanan BİTCOİN VE BİST OYNAKLIĞIN  
YAYILMASI: TEK VE ÇOK DEĞİŞKENLİ GARCH MODELLERİ başlıklı  
tez, kabul edilmiştir. ..../..../.....

Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL  
Enstitü Müdürü

## ETİK İLKELERE UYGUNLUK BEYANI

Sivas Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü bünyesinde hazırladığım bu Yüksek Lisans tezinin bizzat tarafımdan ve kendi sözcüklerimle yazılmış orijinal bir çalışma olduğunu ve bu tezde;

- 1- Çeşitli yazarların çalışmalarından faydalandığımda bu çalışmaların ilgili bölümlerini doğru ve net biçimde göstererek yazarlara açık biçimde atıfta bulunduğumu;
- 2- Yazdığım metinlerin tamamı ya da sadece bir kısmı, daha önce herhangi bir yerde yayımlanmışsa bunu da açıkça ifade ederek gösterdiğimi;
- 3- Başkalarına ait alıntılanan tüm verileri ( tablo, grafik, şekil vb. de dahil olmak üzere) atıflarla belirttiğimi;
- 4- Başka yazarların kendi kelimeleriyle alıntuladığım metinlerini, tırnak içerisinde veya farklı dizerek verdiğim yine başka yazarlara ait olup fakat kendi sözcüklerimle ifade ettiğim hususları da istisnasız olarak kaynak göstererek belirttiğimi;

beyan ve bu etik ilkeleri ihlal etmiş olmam halinde bütün sonuçlarına katlanacağımı kabul ederim.

06/07/2019

İlhan ASLAN



## ÖNSÖZ

Tez çalışması boyunca bana yol gösteren, engin bilgi ve görüşlerini benimle paylaşarak bu süreçte benden desteğini esirgemeyen değerli tez danışmanım Cumhuriyet Üniversitesi Ekonometri bölümü Prof. Dr. Ahmet ŞENGÖNÜL hocama teşekkürlerimi bir borç bilirim.

Tezimin her aşamasında bana yardımcı olan, birçok konuda beni aydınlatan ve bu çalışmayı başarılı bir şekilde bitirebilmemde büyük emeği bulunan Araştırma Görevlisi Hamdi AYAN hocama en içten dileklerim ile teşekkür ederim.

Bugünlere gelmemde büyük emekleri olan, en zor zamanımda desteklerini, sevgi ve hoşgörülerini esirgemeyen sevgili aileme,

Sonsuz teşekkürler...



# İÇİNDEKİLER

<b>İÇİNDEKİLER</b> .....	<b>i</b>
<b>KISALTMALAR DİZİNİ</b> .....	<b>v</b>
<b>TABLolar DİZİNİ</b> .....	<b>vii</b>
<b>SEMBOLLER DİZİNİ</b> .....	<b>ix</b>
<b>ÖZET</b> .....	<b>xi</b>
<b>ABSTRACT</b> .....	<b>xiii</b>
<b>GİRİŞ</b> .....	<b>1</b>
<b>BİRİNCİ BÖLÜM</b> .....	<b>3</b>
<b>BORSA İSTANBUL VE ENDEKSLERİ</b> .....	<b>3</b>
1.1. (BİST) Borsa İstanbul .....	3
1.1.1. Borsa Endeksleri ve Genel Kuralları .....	3
1.1.2. BİST’i Etkileyen Endeksler ve Faktörler .....	4
1.2 Yeni Nesil Para Birimi: Bitcoin .....	5
1.2.1. Bitcoin'in Tarihçesi.....	7
1.2.2. Dijital Para.....	8
1.2.3. Sanal Para .....	9
1.2.4. Türkiye'de Bitcoin'in Yasal Statüsü.....	10
1.3. Koşullu Ortalama Modeli.....	11
1.4. Koşullu Varyans Modelleri .....	14
1.4.1. ARCH Modeli.....	14
1.4.1.1. ARCH Modelinin Zayıf Yönleri.....	15
1.4.2. GARCH Modeli.....	16
1.5. Çok Değişkenli GARCH Modelleri .....	18
1.5.1. VECH Modeli.....	19
1.5.1.1. VECH Modeli İçin Pozitif Tanımlı Olma Koşulu .....	21
1.5.1.2. Vech Modeli İçin (Zayıf) Durağan Olma Koşulu.....	23
1.5.1.3. VECH Regresyon Modeli .....	24

1.5.2. BEKK Modeli .....	25
1.5.2.1. BEKK Modeli İçin (Zayıf) Durağan Olma Koşulu .....	28
1.5.2.2. BEKK Regresyon Modeli .....	29
1.5.2.3. BEKK Sistemin Tahmini .....	30
1.5.3. DCC Modeli.....	30
1.5.3.1. DCC Parametrizasyonunun Pozitif Tanımlılık Koşulları .....	33
1.5.3.2. DCC Sistemin Tahmini.....	33
1.6. Hafner Herwartz Nedensellik Testi .....	35
1.7. Cheung ve Ng Nedensellik Testi.....	38
<b>İKİNCİ BÖLÜM .....</b>	<b>41</b>
<b>LİTERATÜR TARAMASI .....</b>	<b>41</b>
2.1. Döviz Kurunun Borsalar Üzerindeki Etkisi .....	41
2.2. Nedensellik Testi GARCH Analizi Etkileri .....	42
2.3. Borsalar ve Oynaklık Faktörleri .....	47
<b>ÜÇÜNCÜ BÖLÜM .....</b>	<b>53</b>
<b>VARYANSTA NEDENSELLİK TESTİ TAHMİNLERİ .....</b>	<b>53</b>
3.1. Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri .....	53
3.2. Hafner Herwartz Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri .....	55
3.3. Dünya Borsa'larını Temsilen NYSE Analiz Tahminleri.....	55
<b>SONUÇ .....</b>	<b>59</b>
<b>KAYNAKÇA .....</b>	<b>61</b>
<b>EKLER.....</b>	<b>67</b>
Ek 1. BİST: BİTCOİN ARMA(0,0) GARCH(1,1) ve BIST 100 ARMA(0,0) GARCH(1,1) .....	67
Ek 2. BIST FULL VECH Modeli Sonuçları .....	67
Ek 3. BİST BEKK GARCH Modeli Sonuçları .....	68
Ek 4. BIST DCC GARCH Analizi Sonuçları.....	68
Ek 5. NYSE FULL VECH GARCH Analizi Sonuçları .....	69
Ek 6. NYSE FULL BEKK GARCH Analizi Sonuçları .....	69
Ek 7. NYSE DCC GARCH Analizi Sonuçları.....	70



Ek 8. BIST AKAIKE VE SCHWARZ Bilgi Kriterleri Test İstatistikleri.....	71
Ek 9. BİTCOİN AKAIKE VE SCHWARZ Bilgi Kriterleri Test İstatistikleri .....	71
<b>ÖZ GEÇMİŞ.....</b>	<b>73</b>



## KISALTMALAR DİZİNİ

<b>ABD</b>	: Amerika Bileşik Devletleri
<b>BIST</b>	: Borsa İstanbul
<b>NYSE</b>	: New York Borsası
<b>İMKB</b>	: İstanbul Menkul Kıymetler Borsası
<b>BTC</b>	: Bitcoin
<b>AIC</b>	: Akaike Information Criteria (Akaike Bilgi Kriteri)
<b>SC</b>	: Schwartz Information Criteria (Schwartz Bilgi Kriteri)
<b>AR</b>	: Autoregressive (Ardışık Bağlanım)
<b>MA</b>	: Hareketli Ortalama
<b>ARIMA</b>	: Autoregressive Integrated Moving Average (Ardışık Bağlanımlı Hareketli Ortalama)
<b>ARMA</b>	: Autoregressive Moving Average (Ardışık Bağlanımlı Entegre Hareketli Ortalama)
<b>ARCH</b>	: Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans)
<b>GARCH</b>	: Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity (Kapsamlı Ardışık Bağlanımlı Koşullu Değişen Varyans)
<b>MGARCH</b>	: Multivariate GARCH (Çok Değişkenli ARCH Modeli)
<b>BEKK</b>	: Baba-Engle-Kraft-Kroner Multivariate GARCH (Baba-Engle-Kraft-Kroner Çok Değişkenli ARCH Modeli)
<b>VECH</b>	: Vector Multivariate GARCH (Vektör Çok Değişkenli ARCH Modeli)
<b>DCC-GARCH</b>	: Dynamic Conditional Correlations Multivariate GARCH (Dinamik Koşullu korelasyon Modeli)

**EGARCH** : Exponential Generalized Autoregressive Conditional  
Heteroscedasticity (Üstel Kapsamlı Ardışık Baęlanımlı Koşullu  
Deęişen Varyans)

**GJR-GARCH** : Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity  
(GJR-Kapsamlı Ardışık Baęlanımlı Koşullu Deęişen Varyans)

## TABLÖLAR DİZİNİ

<b>Tablo 1.</b> Bitcoin Kullanımı Yasak Olan Ülkeler .....	10
<b>Tablo 2.</b> Cheung ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri.....	54
<b>Tablo 3.</b> Cheung ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri.....	54
<b>Tablo 4.</b> Hafner Herwartz Test İstatistiđi tahmini.....	55
<b>Tablo 5.</b> Cheung ve Ng Varyansta Nedensellik Testi NYSE Tahminleri .....	56
<b>Tablo 6.</b> Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi NYSE Tahminleri .....	57
<b>Tablo 7.</b> Hafner Herwartz Test İstatistiđi tahmini.....	57



## SEMBOLLER DİZİNİ

$\mu$	: Ortalama denkleminin kesim parametresi
$\widetilde{\gamma}_t, \widetilde{\beta}_0$	: Ortalama denklemi tahmincisi
$\widetilde{\epsilon}_t$	: Ortalama denklemi kalıntısı
$\delta$	: Koşullu kovaryans denkleminde hata teriminin parametresi
$\gamma$	: Koşullu kovaryans denkleminde kovaryans teriminin parametresi
$\alpha, \beta, \varphi, \eta$	: Parametre
$\sigma^2$	: Varyans terimi
$\sigma$	: Kovaryans terimi
$\epsilon$	: Hata terimi
$\Omega$	: Varyans-kovaryans matrisi
$\lambda$	: Koşullu korelasyon matrisi
$\Sigma$	: Toplam sembolü
$\rho$	: Korelasyon katsayısı
$\Psi$	: Bilgi Seti
$\Gamma, \Lambda, M$	: (N x N, J, S) boyutlu parametre matrisini ifade etmektedir
$L$	: Gecikme operatörü
$\theta$	: Tüm parametreleri içine alan vektör
$\emptyset$	: Kronecker çarpımını
$C$	: Sabit parametre
$A$	: ARCH modelinin etkisi
$B$	: GARCH modelinin etkisi
$D$	: Asimetrik etkiyi temsil etmektedir





## ÖZET

Kripto para fikri ilk kez 2009 yılında ortaya çıkmıştır. Bugün 2000'nin üzerinde kripto para dünya piyasasında işlem görmektedir. Kripto para birimleri mevcut takas araçlarından farklı olarak herhangi bir devlet, merkez bankası veya bir otorite tarafından kontrol edilememesi sayesinde oldukça ilgi görmektedir. Finansal olarak Bitcoin'in takas aracı olması, hesap birimi olması, vadeli işlemlerde ödeme aracı olarak kullanılması ve tasarruf aracı olma gibi temel fonksiyonları sağlayan yeni bir araçtır. Bitcoin yeni para sisteminde Türkiye'de alınıp satılmaya, borsalara adapte olmaya başlamıştır.

Bu tez çalışmasında gelişen yeni ödeme sistemi Blockchain teknolojisi ile aynı zamanda başlayan Bitcoin'in, elektronik ödeme yöntemlerinin öncelikle Borsa İstanbul hisse senetlerine olan etkisi araştırılmış, sonrasında dünya borsalarını temsilen New York Borsası hisse senetleri üzerinde etkisi merak konusu olması sebebi ile araştırılmaya dahil edilmiştir. Bu etkinin pozitif ve negatif sonuçları ampirik çalışmalar ile karşılaştırılması için oynaklığı ölçülmesinde, ekonometrik modellerden yararlanılmıştır. Çalışmada iddia edilen tezin Bitcoin oynaklık sıçramasının, Türkiye ve Dünya borsası hisse senedi getirilerine farklı etkilerinin olabileceğidir. Bitcoin borsalar üzerinden doğacak riski azaltması yönünden risk aracı, yeni yatırım enstrümanı olması bakımından portföy aracı olarak kullanılabilir. Bildiğimiz kadarıyla Bitcoin ve Borsa İstanbul oynaklık sıçraması üzerine akademik çalışma bulunmamakta ve bu çalışma kullanılan yöntemler yönünden de özgünlük taşımaktadır. Bu yeni para birimi ekonominin geleceğine dair bir perspektif geliştirme amacıyla özgünlük taşımaktadır ve bu çalışma bu konuda yapılacak ileriki çalışmalar için bir öncül çalışma olarak kullanılabilir.

Bitcoin hareketlerinin Borsa İstanbul hisse senedi getirileri üzerindeki etkisinin ölçülmesinde tek değişkenli GARCH analizi nedensellik testlerinden Cheung Ng (1996) ve Hafner Herwartz (2006) varyansta nedensellik testleri kullanılmıştır. Çok değişkenli model olarak Baba-Engle-Kraft-Kroner Çok Değişkenli ARCH Modeli (BEKK-GARCH), Vektör Çok Değişkenli ARCH Modeli (VECH-GARCH) ve Dinamik Koşullu Korelasyon Modeli (DCC-GARCH) analizi volatilité modellemesi ile karşılıklı olarak

değerlendirilmiştir. Cheung Ng (1996) için yapılan analiz sonucuna göre Bitcoin ve Borsa İstanbul endeksi karşılıklı olarak etkileri incelenmiş her bir gecikme için sonuçlara ulaşılmış ve karşılıklı olarak nedensellik bulunamamıştır. Hafner Herwartz (2006) varyansta nedensellik testi ve çok değişkenli GARCH analizi sonuçları’da aynı şekilde Bitcoin ve Borsa İstanbul’da yapılan analiz sonuçları karşılıklı olarak nedensellikleri anlamsız bulunmuştur.

Dünya borsasında Bitcoin’in kullanım oranı karşılaştırma amacı ile araştırmaya dâhil edilmiş ve dünya borsasını temsilen New York Borsası verisi kullanılmış Borsa İstanbul da kullanılan yöntemler tekrarlanmış ve Borsa İstanbul sonuçlarından farklı olarak Cheung Ng (2006) da ikinci gecikmede anlamlı etki olduğunu göstermiştir. Hafner Herwartz (2006) ve çok değişkenli GARCH analizleri sonucunda Bitcoin’in New York Borsasını anlamlı olarak etkilediği sonucuna ulaşılmış, anlamlı sonuçlar elde edilmiştir. New York Borsası sonuçlarından ise New York Borsasının Bitcoin borsasını etkilediği sonucuna ulaşılabilir.

**Anahtar Kelimeler:** Bitcoin, Borsa İstanbul, GARCH Model, Nedensellik Testleri, Ekonometrik Analiz, Ekonometrik Modeller

## ABSTRACT

The idea of crypto currency first appeared in 2009. Today, over 2000 crypto currencies are traded on the world market. Crypto currencies are of great interest due to the fact that they cannot be controlled by any state, central bank or authority, unlike the existing barter instruments. Financially, Bitcoin is a new tool that provides the basic functions of being a clearing-house, being an account unit, being used as a means of payment in futures and becoming a savings tool. Bitcoin new money in the system to be traded in Turkey, it has begun to adapt to the stock market.

In this thesis, the effect of electronic payment methods on Borsa İstanbul stocks was investigated firstly and the impact of Bitcoin, which started at the same time with the new payment system Blockchain technology, on the stocks of New York Stock Exchange representing world markets, was included in the research due to the curiosity. In order to compare the positive and negative results of this effect with empirical studies, econometric models were used to measure volatility. The thesis alleged leap in the study of the volatility of Bitcoin, Turkey and that there may have different effects on stock returns of world stock markets. Bitcoin can be used as a risk instrument to reduce the risk arising from exchanges and as a portfolio instrument as a new investment instrument. To the best of our knowledge, there are no academic studies on the volatility jumps in Bitcoin and Borsa İstanbul, and this study is unique in terms of the methods used. This new currency is unique in order to develop a perspective on the future of the economy and this study can be used as a preliminary study for further studies on this subject.

To measure the impact of Bitcoin movements on Borsa İstanbul stock returns, Cheung Ng (1996) and Hafner Herwartz (2006) variance tests, one of the univariate GARCH analysis causality tests, were used. As a multivariate model, Baba-Engle-Kraft-Kroner Multivariate ARCH Model (BEKK-GARCH), Vector Multivariate ARCH Model (VECH-GARCH) and Dynamic Conditional Correlation Model (DCC-GARCH) analysis were mutually evaluated with volatility modeling. According to the results of Cheung Ng (1996), the effects of Bitcoin and Borsa İstanbul indexes were examined for

each delay and the results were not found and mutually causal. Hafner Herwartz (2006) in the variance causality test and multivariate GARCH analysis results in the same way the results of the analysis conducted in Bitcoin and Borsa Istanbul were found to be mutually insignificant.

The usage rate of Bitcoin in the world stock market was included in the research for comparison purposes and New York Stock Exchange data was used to represent the world stock market. The methods used in Borsa Istanbul were repeated and unlike the results of Borsa İstanbul, Cheung Ng (2006) showed a significant effect on the second delay. As a result of Hafner Herwartz (2006) and multivariate GARCH analyzes, it was concluded that Bitcoin had a significant effect on the New York Stock Exchange, and significant results were obtained. It can be concluded from the results of the New York Stock Exchange that the New York Stock Exchange affects the Bitcoin stock exchange.

**Key Words:** Bitcoin, GARCH Model, Causality Test, İstanbul Stock Exchange, Econometric Analysis, Econometric Models

## GİRİŞ

Günümüzde ortaya çıkan Bitcoin hızlı bir büyüme trendi ile mevcut takas araçları ve emtialar arasındaki yerini alıp, hızla yükselmekte ve bunda uluslararası ticaretin katkısı oldukça büyüktür. Gelişen yeni teknoloji ile para sistemi de değişime uğramakta artık yeni takas sistemi kaydi paraya doğru evirilmektedir. Bitcoin'deki bu hızlı fiyat hareketleri finansal analizciler için yeni bir konu olmakla beraber, gerek Bitcoin olsun gerek diğer elektronik ödeme araçlarındaki bu gelişim hükümetleri para ve maliye politikasındaki etkinliklerini etkilemektedir. Elektronik ödeme sistemi mevcut takas sistemden farklı çalışmakta ve ülkemizde kullanımı henüz yaygın olmaması etkiyi kısıtlı kılmaktadır. Gelişen ödeme sistemi ile gelecekte Bitcoin ve benzeri elektronik ödeme araçları başta borsa olmak üzere yaşamımızın bir parçası olacağı aşikardır. Bu çalışmanın özgün tarafı Bitcoin'in mevcut etkisini günümüz şartlarında değerlendirip etkinliğinin arttığı göz önüne alınarak gelecek çalışmalara katkı sağlamasıdır. Bitcoin'deki hızlı büyüme trendinin Türkiye'ye etkisi mevcut zaman diliminde bu çalışmada araştırılmış olup çalışmada Bitcoin dalgalanmalarının BİST (Borsa İstanbul) dalgalanmalarının Bitcoin üzerine etkisi araştırılmak üzere tek ve çok değişkenli GARCH modelleri kullanılmış ve tek değişkenli modellerde Cheung Ng ve Hafner Herwartz'ın varyansta nedensellik testleri model olarak alınmış Bitcoin ve BİST verilerinin karşılıklı olarak etkileşimlerinin nedensellikleri araştırılmıştır. Çok değişkenli modellerden VECH-GARCH, BEKK-GARCH ve DCC GARCH analiz modelleri tercih edilmiş ve kullanılmıştır. Bu çalışmada BİST ve Bitcoin verileri 29 Nisan 2013 ile 17 Ekim 2018 arası hafta içi ve gün içi verileri kullanılmış resmi tatiller ve hafta sonları dâhil edilmemiştir. Çalışmada BİST 30, BİST 50'yi kapsamı nedeniyle Türkiye borsasını temsilen BİST 100 verileri kullanılmıştır.



## **BİRİNCİ BÖLÜM**

### **BORSA İSTANBUL VE ENDEKSLERİ**

#### **1.1. (BİST) Borsa İstanbul**

İstanbul Menkul Kıymetler Borsası (İMKB) yeni adıyla BİST (Borsa İstanbul) Türkiye'de ilk 1986 yılında özerk olarak kurulup daha sonra profesyonel bir örgüt olarak 12 Aralık 2012 yılında yeniden kurulan, menkul kıymet alıp satmakta yetkili tek kuruluştur. Türk sermaye piyasalarının düzenlenmesi sürecinde, entegre olma sürecinin tamamlanması için son zamanlarda büyük bir değişikliğe gidilmiştir. Türkiye'nin sermaye piyasası AB düzenlemeleri, küresel piyasalar ve rekabet gücüne katkı sağlaması ve yeni düzenleme ve pazar faaliyetlerinin serbestleştirilmesini İMKB'nin Borsa İstanbul olarak yeniden yapılandırılmasını ve yeniden markalaşmasını sağlamıştır. İstanbul Altın Borsası ve Türkiye Türev Borsası (VIOB) Borsa İstanbul çatısı altında faaliyette bulunmaktadır. Borsa İstanbul'un hissedarları: % 49 Türkiye Hazine müsteşarlığı, % 4 İMKB üyesi % 41 İMKB, % 5 VOB, , % 1 İMKB komisyoncusudur. Borsa İstanbul'da 350 şirket bulunmakta ve toplam piyasa kapitalizasyon değeri 5 Aralık 2017 itibarıyla yaklaşık 883 milyar dolardır (Borsa İstanbul 2013; Ayan 2015: 5).

#### **1.1.1. Borsa Endeksleri ve Genel Kuralları**

Borsa İstanbul'da işlem gören hisse senedi grubu entegrasyon durumunu ölçmek amacıyla BIST Hisse Senetleri Endeksi kurulmuştur. Hem fiyat hem de getiri olarak hesaplanırlar. Fiyat ve getiri endeksleri sadece efektif olarak yapılan temettü ödemeleri dâhilinde farklılık gösterir. Fiyat endekslerinin hesaplanmasında temettüler dâhil edilmemektedir. Üzerinde işlem gören hisse senetleri Serbest Ticaret Platformu ve İzleme Listesi Şirketleri Pazarı hiçbirine dâhil değildir. BIST Hisse Senedi Endeksleri, C ve D listelerinde bulunan ve Gelişmekte Olan Ülkede işlem gören hisse senetleri Şirketler Piyasası, BIST KOBİ'ler dışındaki BIST Hisse Senedi Endekslerine dâhil

değildir. Tek istisna, belirli şirketlerin sabit kaldığı endekslerdir (Borsa İstanbul 2013:Ayan 2015: 5).

### **1.1.2. BİST’i Etkileyen Endeksler ve Faktörler**

BIST’i etkileyen faktörleri ele alırken gerçekte firmaların ortaklık senetlerinin halka açık hisselerinin değerinin değişimlerini etkileyen etmenleri bulmuş olmaktadır. Bir firmanın hisse değerinin artması için beklenti hedeflerinin gerçekleşmesi en büyük etkidir. Firmanın prestiji ve marka değeri hisselerine olan talebi etkileyecek unsurlardandır. Bu durumda firmanın beklentisini gerçekleştirmek için dönem içindeki önüne çıkması muhtemel krizler hızlı şekilde hareketlenen döviz kurları, iç piyasada maliyeti artırıcı devlet politikaları vb. hisse senetleri fiyatını etkileyen unsurlardandır. Hisse senetlerini etkileyen faktörler zaman içinde değişebilmektedir. Önceki yıllarda borsa seans salonlarına veya aracı kurumlara gidilerek gerçekleştirilen işlemler de kayıp zaman neticesinde, hava durumu bile hisse senetleri üzerinde etkili olmaktadır.

Hisse senetleri tek yatırım aracı olmadığı için alternatif yatırım araçları da hisse senedi fiyatları üzerinde etkilidir. BİST ABD ve Avrupa gibi birçok ülkenin borsasından etkilenmekte aynı zamanda ülkelerin ekonomilerinin de BİST üzerinde etkisi zaman zaman görülebilmektedir. Bunun yanında yabancı yatırımcıların bizim ülkemizde yatırım yapma çalışmalarının BİST üzerinde etkisi görülmektedir. Ayrıca ülkemiz şirketlerinden yurtdışında yatırımları olanlarda bulunmakta ve ülkemiz ile diğer ülkeler arasında yapılan ticarete benzer şekilde, yerli şirketler ile yabancı şirketler arasında da ortaklıklar kurularak ticaret aynı şekilde olmaktadır. Bu tür olaylar hisse senedi fiyatları üzerine etkili olan makro değişkenlerdir.

Hisse senedi değerinin artmasının en büyük nedenlerinden birisi, ülke ekonomisinin büyümesidir. Ekonomik büyümenin hız kazandığı dönemlerde hisse senetleri değer kazanırken; ekonomik büyümenin durduğu veya durgunlaştığı dönemlerde de hisse senetleri fiyatlarında düşüş görülür. Ülke ekonomisinin büyümesi demek, şirketlerin büyümesi ve karlılıklarının artması anlamına gelmektedir. Ekonomik büyümenin durgunlaşması, şirketlerin de büyümeleri üzerinde etkili olacaktır ve



endişeler çoğalacaktır. Şirketlerde oluşan bu karlılık ile de hisse senedi fiyatlarında da artış yaşanacaktır. Aynı zamanda hisse senedinin alım zamanında da değeri artacaktır. Hisse senetlerindeki talebin artması doğal olarak hisse senedi fiyatlarında artışı sebep olacaktır. Bir başka etkin faktör altının değer kaybetmesi ile giderek cazibesini yitirmesi hisse senetlerine olan talebi olumlu yönde etkilemekte hisse senetlerinde artışa neden olmaktadır. Aynı şekilde faiz oranlarının artış göstermesi hisse senedine olan talebi azaltacak faktördür. Çünkü faiz oranları ile hisse senedi fiyatları ters orantılıdır ancak her zaman faiz oranları arttığı sebebi ile hisse senetleri değer kaybına uğramaz. Ekonomide iyileşme durumları olduğu zaman devlet politikası nedeniyle devlet faiz oranlarına müdahale etmektedir bu tür durumların hisse senedini olumsuz etkilemesi beklenmez.

## **1.2 Yeni Nesil Para Birimi: Bitcoin**

Bitcoin, her yerde ve herkese anında ödeme sunan, merkezi olmayan bir dijital paradır. Bitcoin satılabilir, satın alınabilir ve diğer para birimlerinde işlem görebilir. Bitcoin istenilen düzeyde gizlilik ve anonimlik sağlamakta ve bu sayede Bitcoin'e olan güven artmaktadır. Ayrıca, Bitcoin kullanıcıları, operasyonlarının Bitcoin ağındaki sahipliğini gizli anahtarlarıyla kanıtlayabilmekte, kendi Bitcoinlerini haralayabilmekte ve harcama sonrasında yeni sahiplerine aktarabilmektedir. Bitcoin işlemlerinde, transferleri yönetmek için eşler arası ağ kullanılmaktadır Yönetim bilgi işlem gücüne sahip olan ve "madenciler" olarak da bilinen Bitcoin ağına giriş yapan bağımsız bireyler ve şirketler, ödüller (yeni Bitcoin'in serbest bırakılması) ve Bitcoin 'de ödenen işlem ücretleri ile motive olmaktadır. İsteyen herkes bu sistemde madenci olabilir Bitcoin üretebilir. Sistem bu konuda açık kaynak kodlu olarak çalışmaktadır. Sistem matematik problemi gibi bu problemleri çözen madencilere ödül olarak Bitcoin verir. Bitcoin'in bir üretim merkezi olmadığı için, Bitcoin arzı, merkezi olmayan dünya çapında ağdaki gönüllü bilgisayarların işlemci güçleriyle üretilir. Bu madenciler, Bitcoin ağının güvenilirliğini uygulayan merkezi olmayan otorite olarak düşünülebilir. Madencilerin bilgisayar sisteminde çözdükleri karışık kodlar neticesinde yeni Bitcoinler piyasaya kazandırılmaktadır (Haşlak 2018: 4-6).

Bitcoin, dijital para ekonomisini oluşturan kavramlar ve konular bütünüdür. Bitcoin açık kaynak kod yazılımından oluşmaktadır. Yazılımları akıllı cihazlar dâhil geniş bir yelpazedeki işlemcilerde çalışırlar. Fiziki temsili bulunmamakta ve tamamen dijitaldir. İşlem maliyetlerinin çok düşük olması, dünya çapında kullanılabilmesi, değer saklama aracı olması ve gün geçtikçe hızla kullanım alanının artması Bitcoin'i daha popüler yapmaktadır. Bitcoin 8 basamağa kadar bölünebilir, 0.00000001 Bitcoin'lik bir işlem yapmak mümkündür. En küçük birime Satoshi (satoşi okunur) denir. Başka bir deyişle, 1 BTC 100 Milyon Satoshi'dir. Bitcoin'in dayandığı teoriler oldukça teknik içerikli olsalar da, kullanımı çok basittir. Basit bir program ile Bitcoin istendiği an, TL, Amerikan Doları, Euro veya başka paralara çevrilip kullanılabilir. Normal paranın kullanımı gibi Bitcoin kullanıcıları da bir ürün veya hizmet satın almak için birbirlerine BTC gönderebilirler. Bitcoin satın alabilir ve takasta kullanabilirler. Ticaret hayatında Bitcoin'in, küresel pazara kolay erişim, dolandırıcılığa ve sahtekârlığa karşı koruma, düşük komisyon oranları, finansal özgürlük ve anonimlik sağladığı için kullanımı hızla artmaktadır. Bitcoin yeni sanal bir ekonomiye doğru sınırları zorlamaktadır. Bitcoin transferlerinin güvenliği ve üretiminde kriptoloji kullanıldığı için kripto-para (cryptocurrency) olarak da isimlendirilir. Bitcoin'in herhangi bir yönetim merkezi yoktur bir şirket ya da kurum değildir, bağımlı olduğu bir kişi ya da kurum resmi temsilcisi yoktur. Herhangi bir ülkenin merkez bankasıyla ilişkili olmadığı için hiçbir ülkenin ekonomisinden etkilenmez. (Wiley, Brand 2016:208; Andres 2014:330)

Bitcoin sisteminde ödemelerde gecikme, sıkıntılı EFT, Havale, banka transferleri, hesap işletim, SWIFT masrafları ve kredi kartı ücretleri bulunmamaktadır. Herhangi biri, 7/24, ücretsiz olarak birkaç dakika içerisinde başka birine, bilgisayar veya cep telefonu kullanarak Bitcoin gönderebilir. Hiç bir hükümet yetkilisi bu transferlere el koyamaz ve hiç bir banka veya kurum bu transferleri engelleyemez. Bitcoin transferleri, Bitcoin cüzdan adresleri arasında karşılıklı olarak madencilerin onayı ile gerçekleşir. İsteyen herkes tüm dünyada yapılan işlemleri görebilir sistem bu konuda şeffaftır (Mikal, Belicove 2014)

Bitcoin sistemine hiç kimse, hiç bir otorite, dışarıdan para arz edemez. Oysa kâğıt banknotlar halindeki itibari para, merkezi otoriteler tarafından basılır ve istediğinde ek para arzı sağlanır. Maksimum üretilecek BTC sayısı 21 milyondur. Bu yüzden Bitcoin arzı azalarak devam etmektedir ve 2140 yılından sonra Bitcoin arzı yapılmayacaktır. Yeteri kadar Bitcoin olmadığından, eğer Bitcoin'e talep artarsa, aşırı değer kazanabilecektir. Blok zincir denen sistemde 2009'dan bu yana gerçekleştirilen tüm transfer işlemleri kayıt altında tutulur. Blok-Zincir, merkezi bir kayıt ve kontrol mekanizması olmadan değer üretilmesini, transfer edilmesini ve saklanmasını gerçekleştirir. Bu defteri, dileyen herkes kendi kaydını oluşturup kontrolünü yapabilir. Bu deftere kayıtları madenciler yazarlar, başka bir deyişle Bitcoin ağının güvenliğini madenciler sağlarlar. Bu yönüyle şeffaf ve güvenilirdir ve çağımızdaki para sistemine alternatif olmuş ilk örneğidir.

### **1.2.1. Bitcoin'in Tarihçesi**

2008 yılındaki emlak piyasasındaki finansal krizde, ülkeler uçurum kenarına kadar geldiler. 1930'lardaki Büyük Dünya Burhan'ını tekrar yaşamamak için Merkez bankaları, para basıp, faiz oranlarını düşürdüler. Batmak üzere olan bankalar, iflasın eşliğinden döndüler, ancak para basmanın bedeli, paranın değer kaybı ve vergi artışları olarak halka yansıdı (Wiley, Brand 2016:208).

Satoshi Nakamoto mahlas ismiyle, 2008 yılında yazılan "Bitcoin: Uçtan Uca Elektronik Ödeme Sistemi" isimli makaleyle dünyaya Bitcoin'i tanıttı (Satoshi Nakamoto 2009:1).

Satoshi'nin getirdiği yenilik, her 10 dakikada bir transfer işlemi onaylayan dağıtık işlemci gücü kullanan bir mekanizmayla, çifte harcamayı engellemiş olmasıdır. Satoshi Nakamoto, potansiyel olarak hileli, güvensiz ve dağıtık bir işlemci ağında, bilgi paylaşımının nasıl olacağı sorununa bilinen "Bizans Generalleri" problemine, merkezi bir otorite kullanmadan, "iş ispatı" kavramıyla, yeni bir çözüm önermiştir. Satoshi Nakamoto'nun Nisan 2011'de ortalıktan kaybolmuş ve buna rağmen, sistem tamamen

şeffaf ve matematik prensipleri çerçevesinde işlemlerini aynı şekilde yerine getirmeye devam etmektedir (Antonopoulos 2014: 330).

2009 yılında çalışmaya başlayan Bitcoin ağının toplam hızı dünyanın en hızlı bilgisayarlarının gücünden yüksektir. 22.Mayıs.2010, Bitcoin'in tarihte ilk defa takas aracı olarak pizza siparişi verilerek kullanıldığı görülmüştür.

### **18 Nisan 2019 tarihi itibarıyla**

- Piyasada toplam 17, 62 milyon Bitcoin vardır.
- 1 Bitcoin, 5262 Amerikan Dolarıdır.
- Toplam Piyasa Ederi (Market Capitalization) 175 Milyar Amerikan Dolarıdır
- Gün içi yapılan toplam işlem 38 664 Amerikan Dolarıdır.

### **1.2.2. Dijital Para**

1980'lerin sonunda, Hollanda'da kamyon şoförlerinin akıllı kartlara para yüklenip yakıt almaları ile başlayan hırsızlığa karşı korumak için geliştirilen bu sistem ilk temeli oluşturmaktadır. Yine aynı tarihlerde, Albert Heijn isimli kişinin bankalara hesaptan par aktarma konusunda baskı yapması başlayan, şimdilerde birçok işletmenin kullandığı POS (Point Of Sale) makinaları ortaya çıktı (Ken, Griffith 2014).

Dijital paralar, elektronik ortamda saklanabilen ve transfer edilebilen paralardır. Banka hesabımızdaki dijital para, gerçekte kâğıt paraların temsilidir. Bankaların ve bankamatiklerin kullanımının yaygın olması, fiziki paranın kullanımını gittikçe azalması, dijital parayla, gerçek fiziki para arasında zaman içinde fark kapanmaktadır. Altından, altına dayalı kâğıt paraya, altına dayalı kâğıt paradan, itibari paraya, itibari paradan ise dijital paraya geçiş, bilişim teknolojilerinin gelişmesi ile hız kazanmıştır. Fiziksel parayla yapılan işlemlerin gün geçtikçe azaldığı günümüz dünyasında, geleneksel paranın da artık dijital paraya döndüğünü söyleyebiliriz. Dijital para işlemleri saklama ve transfer işlemleri merkezi veya dağınık yapıda olabilir. Merkezi dijital paraları, merkezi bir güç, otorite veya program kontrol eder (Andrew, Wagner 2014: 22).

DigiCash, Amerikalı David Chaum tarafından geliştirilen ilk merkezi olarak yönetilen kriptografik dijital ödeme metodudur. DigiCash'in en önemli, artısı kullanıcılara anonimlik kazandırmasıdır. DigiCash tam manasıyla bir para birimi değildi, ancak taraflar arası transfer işlemlerinin gizli ve güvenilir olmasını sağlayan bir araçtı. Şirket aldığı yanlış kararlar sonucu 1998 yılında iflasını ilan etmiştir. (Ken, Griffith 2014)

DigiCash'in iflas etmesinin hemen arkasında, kripto-para sayılması da, elektronik ödeme sistemi olarak First Visual ve PayPal yerlerini almıştır. PayPal gerçek para birimi temelli, kısıtlı ve devletlerin yasal yükümlülüklerine uyumlu dijital para olarak varlığını halen devam ettirmektedir. Webmoney ise izole olarak Rusya'da kripto-para olarak kullanılmaktadır. 1990-91 yıllarında Karayipler'de ise fiziki altın karşılığında, kaydi altın hesabı tutan ve müşterilerine altın kredisi açan, E-Gold adında, Amerikan tabanlı bir firma “Herkesin bir hesabı olabilir” sloganı ile kurumuştur. Kısa zamanda saadet zincirlerinin, dolandırıcıların ve kara para aklayıcılarının odağı haline gelmesiyle, kamu otoritelerinin dikkatlerini üzerine çekmesi nedeni ile kapatılmıştır. (Ken, Griffith 2014). Aynı şekilde, 2006'da kurulan Liberty Reserve Doları/Euro'su da bir çeşit dijital paralarındandır. Kara para aklama merkezi haline dönmesinden dolayı aynı şekilde kapatılmıştır.

### **1.2.3. Sanal Para**

Sanal paralar da dijital paradır ancak sanal paraların dijital paralar gibi herhangi bir yerde karşılığı yoktur. Sanal para dışındaki dijital paralar ise itibari kâğıt paraları temsil ederler. Avrupa Merkez Bankası'nın sanal paralar olgusundan önce sanal para tanımını “*Geliştiricileri tarafından kontrol edilen, sınırlı sanal grup üyeleri tarafından benimsenip kullanılan, düzenlenmemiş/regüle edilmemiş, dijital paradır.*” (European Central Bank 2012:55). Yeni oluşan para birimleri sonucu revize ederek sanal para tanımını “*Herhangi bir merkez bankası, kredi kuruluşu veya e-para kuruluşu tarafından ihraç edilmediği halde, bazı durumlarda paranın yerine kullanılabilen, bir değer dijital temsilidir.*” (European Central Bank 2012: 37). Aynı şekilde Avrupa Bankacılık Otoritesi'nin tanımına göre, sanal para, “*Bir merkez bankası veya kamu otoritesi*

tarafından ihraç edilmediği halde, doğal olarak veya yasal kişiler tarafından, ödeme, transfer, saklama ve elektronik transfer şekli için kabul gören, karşılığının olması da şart olmayan, değerini dijital temsilidir.” (European Central Bank 2012: 46). Amerikan Hazine Bakanlığı'na göre sanal para, “Gerçek paranın tüm özelliklerini taşımadığı halde, bazı ortamlarda, para gibi kullanılabilen, değişim medyasıdır”.

Birçok ülke Bitcoin'i olumlu karşılarken ülkede kullanımını yasaklayan ülkelerde bulunmaktadır. Bunlardan birkaçı:

**Tablo 1.** Bitcoin Kullanımı Yasak Olan Ülkeler

Bitcoin kullanımı yasak olan ülkelere Örnekler	Kırgızistan
	Nepal
	İzlanda
	Bangladeş
	Bolivya
	Ekvator
	Tayland

#### 1.2.4. Türkiye'de Bitcoin'in Yasal Statüsü

(BDDK) Bankacılık Düzenleme ve Denetleme Kurumu, Bitcoin'le ilgili yaptığı açıklama metninde, dijital para Bitcoin'in, 6493 sayılı “Ödeme ve Menkul Kıymet Mutabakat Sistemleri, Ödeme Hizmetleri ve Elektronik Para Kuruluşları Hakkında Kanun” kapsamında olmadığını, elektronik para olarak değerlendirilmediği için gözetimindeki belirsizlik sebebi ile denetiminin mümkün olmadığı belirtilmiştir. Ayrıca, Bitcoin sisteminde kullanıcı kimlik bilgisi olamaması sebebiyle, Bitcoin'in yasadışı faaliyetlerde kullanılabileceği, değerinin aşırı oynak olması, dijital cüzdanların çalınma işlemlerine açık olması, kaybolabilmesi, usulsüz kullanılabilmesi ve işlemlerin geri alınamaz olmasının risklere açık olduğu da belirtilmiştir. Bitcoin'in vergilendirilmesi

tartışması, tüm dünyada olduğu gibi, Türkiye'de de devam etmektedir. Merkezi olmaması nedeniyle sadece Türkiye'ye uygun bir vergilendirme sistemine uymayacağı nedeniyle, mümkün olmayacağını düşünenler olduğu gibi, Bitcoin'in yasal statüsünü belirledikten sonra vergilendirmenin yapılabileceğini düşünenler kişilerde bulunmaktadır (BDDK 2013).

### 1.3. Koşullu Ortalama Modeli

Bir rassal değişken farklı rassal değişken ya da değişkenler tarafından açıklanmak istenildiğinde regresyon modellerine ihtiyaç duyulmaktadır. Bu modeller koşullu ya da koşulsuz modeller olarak iki şekilde değerlendirilebilir. Bir açıklayıcı değişken ya da değişkenlerin değeri bilindiği varsayımı altında bağımlı değişkenin alacağı değer tahmin edilmek istenirse bu şekilde bir tahmin, koşullu modeller ile oluşturulmaktadır. Burada amaç bağımlı değişkenin açıklayıcı değişkenler ile nedenselliğinin ne şekilde açıklandığı ve tahmin edildiğidir

Koşullu ortalama modeli tek başına regresyon tahmini yapılabilen bir modeldir. Bu model hata terimleri ile koşullu varyans ve koşullu kovaryans analizlerinin yapılmasına imkân vermektedir. Genel bir koşullu ortalama modeli

$$y_t = \beta x_t + \varepsilon_t \quad t = 1, 2, \dots, T \quad (1.1)$$

Şeklinde yazılabilir

Burada,  $y_t$  bağımlı değişkeni,  $x_t$  açıklayıcı değişkenler vektörünü,  $\varepsilon_t$  hata terimini,  $\beta$  parametreler vektörünü temsil etmektedir.  $x_t$ 'nin dışsal değişkenleri, bağımlı değişkenin gecikmeli değerlerini ve sabit parametreyi de içerdiği bilinmektedir. İncelenen değişkenin dağılımı  $\Psi_{t-1}$  bilgi setine uygun, ortalaması  $x_t \beta$  ve varyansı  $\sigma^2$  olup normal dağılıma sahiptir. Bu dağılımın ifade şekli,

$$y_t | \Psi_{t-1} \sim N(x_t \beta, \sigma^2) \quad (1.2)$$

İfadesi ile yazılabilir.

Koşullu ortalama modelinin birkaç varsayımı sağlaması gereklidir.

İlk varsayım,

$$E[\varepsilon_t | x_1, x_2, \dots, x_T] = 0 \quad (1.3)$$

Şeklinde yazılabilir.

Bu beklenti bir hata teriminin tüm açıklayıcı değişkenler ile ilişkisiz olduğunu ve sıfır koşullu ortalama varsayımını taşıdığını tanımlamaktadır. Bu varsayım aynı zamanda dışsallık olarakta bilinmektedir.

İkinci varsayım, rassal bir değişkenin beklenen değeri etrafındaki dağılımının sabit olduğu yani sabit varyans varsayımdır.

Burada ise varyansın koşullu beklenen değeri;

$$\text{Var}[\varepsilon_t | x_1, x_2, \dots, x_T] = \sigma_\varepsilon^2 \quad (1.4)$$

Şeklinde tanımlanır.

Klasik modelin varyansının sabit olduğu ‘ $\varepsilon$ ’ indisi ile gösterilmektedir.

Üçüncü varsayım ise açıklayıcı değişkenlerin hata terimi ile ilişkisi bulunmaması varsayımdır. Kovaryans ile açıklanabilen eşitlik,

$$\text{Cov}[\varepsilon_{it} \varepsilon_{js} | x_{i1}, x_{i2}, \dots, x_{iT}] = 0 \quad \text{için } i \neq j, t \neq s \quad (1.5)$$

Şeklinde yazılabilir.

Yatay kesit boyutunu temsil eden  $i$  ve  $j$  zaman boyutunu temsil eden  $t$  ve  $s$  birbirine eşit değildir. Bu varsayım altında açıklayıcı değişkenler ile hata terimi arasındaki ilişkinin sıfır olduğuna ulaşılabilir.

Regresyon analizlerinde’ sorunlardan biriside tahminlerde sahte regresyon problemidir. Sahte regresyon problemi ile karşılaşmamak için makroekonomik ya da finansal değişkenlerde durağanlık analizi yapılmaması ihmal edilemez bir durumdur. Bu durumda koşullu tahminlerin zamana göre sabit olması büyük önem arz etmektedir. Koşullu bir değişkenin genel anlamda zayıf durağanlığını (kovaryans durağan) hatırlatmak gerekirse



$$E(y|x)=\mu \quad (1.6)$$

$$E(\varepsilon^2|x)=\sigma^2 \quad (1.7)$$

Şeklinde ifade edilebilir.

Bir değişkenin  $\mu$  ortalamalı, sabit varyanslı  $\sigma^2$  ve normal dağılması zayıf durağan (kovaryans durağan) olarak bilinmektedir. Değişkenin dağılımı,

$$y \sim N(\mu, \sigma^2) \quad (1.8)$$

Şeklinde yazılabilir.

Sonuç olarak bağımlı değişken olan  $y$ 'nin dağılımı farklı bir açıklayıcı değişken olan  $x$ ' in bilinen bir değeri ile çeşitli ekonomik problemlere çözüm sunmaktadır. Bu modelde bağımlı değişken ' $y$ 'nin zayıf durağan (kovaryans durağan) olması için koşullu ortalamasının  $E(y|x)=\mu$  olması yani zamana bağlı olarak değişmeyen sabit bir değer alması yeterliyken kesin durağanlık için koşullu ortalamasının  $E(y|x)=0$  olması gerekmektedir.

Hata terimi durağan ise koşullu ortalama modeli için açıklanan varsayımlar koşullu momentler ya da koşulsuz momentler için aynı olacaktır

Uygulamada ortalamadan çok daha fazlasına ihtiyaç bulunmaktadır. Zaman serisi analizlerinin model yapıları koşullu ortalama modeli ve koşullu varyans modeli üzerine kurulmaktadır. Ortalama modelinin hata terimi karesinin gecikmeli değerleri ile varyans modeli açıklanabilmektedir. Bu durumda momentlerin ilk iki terimi ekonometrik uygulamalar için faydalı olmaktadır. İlk iki moment etrafında çeşitli modeller geliştirilmiştir. Bu modellerin başında ARCH ve GARCH modelleri gelmektedir. İncelenen finansal ya da makroekonomik bir değişken için gerçek riski ya da belirsizliği inceleme konusunda hata terimlerinin dağılımı büyük önem arz etmektedir.

#### 1.4. Koşullu Varyans Modelleri

Varyans ve kovaryansın farklı şekilde modellendiği yaklaşımlar bulunmaktadır. Panel GARCH modelleri için belirleyici yaklaşımlar olması nedeniyle bu yaklaşımlara yer verilmektedir.

##### 1.4.1. ARCH Modeli

Engle (1982) tarafından bilim dünyasına kazandırılan ilk defa oynaklığın modellendirildiği zamanla değişen varyans modelidir. İngiltere’de enflasyon oranının tahmininde kullanılmıştır. ARCH modelinde varyans tahmini geçmiş değerlere bağlı olmakla birlikte modelde koşullu varyans için ayrı bir eşitlik vardır.

Kullanılan ekonometrik modeller hata teriminin sabit varyanslı olduğu kabul ederken Engle koşulsuz varyans sabit iken koşullu varyansın zaman içerisinde değiştiğini ve bu koşullu varyansın hata teriminin karelerinin bir fonksiyonu olarak belirlemiştir (Tsay 2005: 102; Çabuk vd. 2011: 1-18).

“y” değişkeninin önceden belirlenen X ve parametre vektörü  $\beta$  ile doğrusal bir Model tarafından açıklanacağı varsayalım.

$$y_t = x_t' \beta + \varepsilon_t \quad (1.9)$$

Dışsal stokastik ve deterministik değişkenler ile beraber, X vektörü aynı anda gecikmeli içsel değişkenleri de gösterebilir. Hata terimi ‘ $\varepsilon$ ’ sıfır ortalamaya,  $E(\varepsilon_t) = 0$  ve sabit koşulsuz varyansa,  $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$  sahiptir. ‘ $\varepsilon$ ’ otokorelasyon yoktur; hâlbuki  $\varepsilon^2$ ’nin otokorelasyonlu olmasına izin verilir. Bu otokorelasyon ’un AR(p) süreci tarafından ifade edildiği varsayalım.

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (1.10)$$

Burada  $v_t$  ak gürültüdür. Bilgi seti  $I_t$  t zamanındaki tüm bilgiyi içerir, bu yüzden  $I_{t-1} = (y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, x_{t-1}, x_{t-2}, \dots)$  Eğer parametre vektörü  $\beta$  biliniyorsa, bu bilgi kümesi

aynı zamanda,  $\varepsilon_{t-1} = y_{t-1} - x'_{t-1}\beta$ ,  $i= 1, 2, \dots$  , olduğundan dolayı, t-1 zamanına kadar olan bütün hataları içerir.

$\varepsilon_t$ 'nin şartlı varyansı  $h_t^2$  aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$h_t^2 = V(\varepsilon_t | I_{t-1}) = E(\varepsilon_t^2 | I_{t-1}) \quad (1.11)$$

Buradan, ARCH(p) modeli

$$h_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 \quad (1.12)$$

$\alpha_0 > 0$  ve  $\alpha_i \geq 0$ ,  $i= 1, \dots, p-1$  ve aynı zamanda  $\alpha_p > 0$

Bu göstergeler her zaman şartlı varyansın pozitif olduğunu belirtmektedir (Kirchgassner, Wolters, 2007: 245-246).

Diğer bir kısıtlama ise  $\alpha_i < 1$ 'den küçük veya toplamının küçük olduğu durumdur. ARCH sürecinin durağanlığının sağlanması için bu kısıtlama şarttır. Ters durumda süreç sonsuz varyansa sahip olmaktadır (Özer, Türkyılmaz 2004: 35).

Eğer (1.11) nolu denklemde büyük bir şok oluşursa, başka bir ifadeyle büyük bir pozitif veya negatif ' $\varepsilon$ ' değeri varsa, bu durum, (1.12) nolu eşitliğe göre, şartlı varyansın büyük değerler almasına neden olur. Meydana gelen şok küçükse, küçük şokların geleceği varsayılır. 'p' değeri daha yüksek oldukça, oynaklık kümeleri daha geniş olur (Kirchgassner, Wolters 2007: 246).

#### 1.4.1.1. ARCH Modelinin Zayıf Yönleri

- Model, olumlu ve olumsuz şokların aynı etkilere sahip olduğunu varsaymaktadır. Çünkü model, önceki şokların karesine dayanır. Pratikte, olumlu ve olumsuz şoklar karşısında finansal varlığın değeri tepki vermektedir.
- ARCH modeli oldukça kısıtlayıcıdır.
- ARCH modeli finansal zaman serilerinin değişkenlik kaynağının anlaşılması için yeni bir bakış açısı sağlamaz (Tsay 2005: 103 – 109).

### 1.4.2. GARCH Modeli

ARCH modelinin genelleştirilmiş hali olan GARCH modeli ARCH modelindeki çok fazla parametre tahmini yerine Bollerslev (1986) da kapsamlı ARCH modelini önermiştir. Modelinde daha fazla geçmiş dönem etkisi ve de daha esnek bir gecikme yapısı vardır.

't' dönemindeki GARCH modellerinde koşullu varyans sadece hata teriminin geçmiş değerlerine bağlı olmamakla birlikte geçmişteki koşullu varyans değerlerine de bağlıdır. Hata teriminin varyansı koşullu varyans ve kendi geçmiş değerlerinden etkilenmektedir (Çabuk vd. 2011: 1-18).

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 h_{t-1}^2 + \dots + \beta_q h_{t-q}^2 \quad (1.13)$$

Bu sürecin şartlı varyansının negatif olmaması için yeterli şartlar  $\alpha_0 > 0$

$$\alpha_i \geq 0, i = 1, \dots, p-1, \alpha_p > 0, \beta_i \geq 0, i = 1, \dots, q-1, \beta_q > 0 \quad (1.14)$$

Gecikme polinomları kullanılarak

$$\alpha(L) = \alpha_1 L + \dots + \alpha_p L^p \quad \beta(L) = \beta_1 L + \dots + \beta_q L^q \quad (1.15)$$

(1.24) nolu eşitlik (1.25)'deki gibi yazılabilir.

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) h_t^2 \quad (1.16)$$

Takip eden yöntemle  $\varepsilon_t^2$ 'nin gerçekten bir ARMA sürecini takip ettiği gösterilecektir.

(1.10) ve (1.11) nolu eşitliklere bağlı olarak

$$v_t = \varepsilon_t^2 - h_t^2 \quad (1.17)$$

$$E[v_t | I_{t-1}] = E[\varepsilon_t^2 - h_t^2 | I_{t-1}] = 0 \quad (1.18)$$

Bu yüzden, 'v' ilişkisizdir ve sıfır ortalamaya sahiptir. Ak gürültülü olma şartlarını yerine getirir.

$$\varepsilon_t^2 = h_t^2 + v_t \quad (1.19)$$

(1.24) nolu eşitlikte yerine konulursa

$$\begin{aligned}\varepsilon_t^2 = & \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-p}^2 + \beta_1 (\varepsilon_{t-1}^2 - v_{t-1}) + \dots \\ & + \beta_p (\varepsilon_{t-p}^2 - v_{t-p}) + v_t\end{aligned}\quad (1.20)$$

$$\varepsilon_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^n (\alpha_i + \beta_i) \varepsilon_{t-i}^2 + v_t - \sum_{i=1}^p \beta_i v_{t-i} \quad (1.21)$$

Burada  $n = \max(p, q)$  (1.26) nolu eşitlik GARCH(p, q) sürecinin karesel hatalarının bağımlılık yapısının  $\varepsilon^2$  için bir ARMA(n, p) süreci tarafından karşılandığını göstermektedir. GARCH sürecinin koşulsuz varyansı ve otokorelasyon denklemini tahmin etmek için dikkat edilecek hususlar ARCH sürecine benzemektedir. (1.25) nolu eşitliğe göre;

$$V(\varepsilon_t) = E[\varepsilon_t^2] = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha(1) - \beta(1)} \quad (1.22)$$

Bu nedenle, GARCH (p, q) sürecinin varyansının var olması için

$$\alpha(1) + \beta(1) = \sum_{i=1}^p \alpha_i + \sum_{i=1}^q \beta_i < 1 \quad (1.23)$$

Olması gerekir (Kirchgassner, Wolters, 2007: 252 – 254).

GARCH modeli ARCH modelinde olduğu gibi negatif pozitif şoklara eşit cevap vermesi de GARCH modelinin zayıf taraflarındandır. Ayrıca yüksek frekanslı finansal zaman serileri ile ilgili son ampirik bulgular GARCH modelinin kuyruk dağılımının Student t dağılımına göre çok kısa kaldığını göstermektedir (Tsay 2005:105 – 109).

GARCH modelleri, koşullu varyansın otokorelasyonlu bir tesadüfi değişken olması,  $\varepsilon_t^2$ 'nin bir ARMA modeline sahip olması, hataların koşulsuz dağılımının sivri ve simetrik olması gibi özellikleri içermektedir.

**1.** Koşullu varyans otokorelasyonlu bir tesadüfi değişkendir.

GARCH modelinin koşullu varyansı

$$h_t^2 = \alpha_0 + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) h_t^2 \quad \text{Şeklinde yazılabilir.} \quad (1.24)$$

Sürecin koşulsuz varyansı

$$\sigma_y^2 = \frac{\alpha_0}{1 - \alpha(1) - \beta(1)} \quad (1.25)$$

ile verilsin. GARCH modeli denkleminde  $\alpha_0$  yerine  $\sigma_y^2(1 - \alpha(1) - \beta(1))$  yazılırsa,

$$\begin{aligned} h_t &= \sigma_y^2(1 - \alpha(1) - \beta(1)) + \alpha(L) \varepsilon_t^2 + \beta(L) h_t^2 \\ h_t - \sigma_y^2 &= \alpha(L) \varepsilon_t^2 - \sigma_y^2 \alpha(1) + \beta(L) h_t^2 - \sigma_y^2 \beta(1) \\ &= \alpha(L)(\varepsilon_t^2 - \sigma_y^2) + \beta(L)(h_t - \sigma_y^2) \end{aligned} \quad (1.26)$$

Bu sonuçlara bakarak koşullu varyans kendi geçmiş değerleri ile otokorelasyonlu bir tesadüfi değişkendir. Koşullu varyansın yüksek derecede sürekliliği ( $\alpha + \beta$ ) katsayılarının 1'e yakın olmasından kaynaklanmaktadır.

2.  $\varepsilon_t^2$  bir ARMA modeline sahiptir

3. Ele alınan koşulsuz dağılım simetrik ve sivridir. GARCH modellerinin moment yapısında karmaşıklık bulunur. Bir GARCH modelinin leptokurtic özelliği, koşulsuz dağılımının kuyuklarındaki ve merkezindeki gözlemlerle birleştirilen düşük veya yüksek oynaklık farkları koşullu varyanstaki değişmelerin tekrarlanmasıyla görülmektedir. Tüm derecelerdeki koşulsuz momentli, koşullu normal GARCH dağılımı yalnızca  $\alpha(L) = \beta(L) = 0$  olduğu zaman sağlanmaktadır.

### 1.5. Çok Değişkenli GARCH Modelleri

Çok değişkenli GARCH modelleri tek değişkenli ARCH/GARCH modellerinin başka bir sınıfı olarak gösterilmektedir. Bu modelleme türü birden fazla değişkeni dikkate alarak değişkenler arasındaki koşullu varyans, koşullu kovaryans ve koşullu korelasyon gibi çeşitli faktörlerin incelenmesine kolaylık sağlamaktadır. İlk olarak Bollerslev, Engle ve Wooldridge (1988) tarafından tek değişkenli ARCH/GARCH modelleri Vec parametrizasyonu çerçevesinde çok değişkenli modellere genişletilmiştir. Ancak, Vec parametrizasyonu, koşullu varyans matrisinin pozitif tanımlı olması yönünde herhangi bir garanti vermemektedir. Baba, Engle ve Kroner (1995), koşullu

varyans matrisinin pozitif tanımlı olmasını garantileyecek şekilde BEKK modelini geliştirmişlerdir. Koşullu korelasyonların dinamik bir özelliğe sahip olduğu durumlar için Tse ve Tsui (2000) ve Engle ve Sheppard (2001), tarafından DCC (Dynamic Conditional Correlations) parametrizasyonu ileri sürülmüştür. Genel olarak baktığımızda VECH ve BEKK parametrizasyonlarında koşullu varyanslarla koşullu kovaryanslar belirlenirken, DCC-GARCH parametrizasyonlarında koşullu varyanslarla koşullu kovaryanslar bulunmaktadır.

Çok değişkenli bir GARCH modeli genel olarak aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$y_t = \mu + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1.26)$$

Modelin ortalama denklem kısmı bir GARCH –M formatında da verilebilir:

$$y_t = \mu + \beta H_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t | y_{t-1} \sim N(0, H_t) \quad (1.27)$$

$y_t$ : N x 1 boyutlu bağımlı değişkenler vektörü

$\mu$ : N x 1 boyutlu ortalama denklemler vektörü

$\varepsilon_t$ : N x 1 boyutlu hata terimleri veya şoklar vektörü

Burada  $\mu$ , ortalama denklemler vektörünü temsil ederek yapılan araştırmanın mahiyeti ve amacı doğrultusunda, sabit değerler, zayıf dışsal değişkenler alabileceği gibi ARMA ve VARMA süreçlerini de takip edebilir.

Tanımlanan VECH, BEKK, DCC parametrizasyonlarının tamamında ortalama denklemlerin ve koşullu varyansların tanımı aynıdır. Sadece koşullu varyansın tahmini sürecinde dikkate alınan kısıtlarda farklılık gösterilmektedir.

### 1.5.1. VECH Modeli

Tek değişkenli ARCH/GARCH modellerinin VECH parametrizasyonu kapsamında çok değişkenli GARCH modellerine genişletilmesi Bollerslev vd. (1988)

tarafından literatüre kazandırılmış ve koşullu varyans formatı aşağıdaki şekilde gösterilmiştir.

$$\text{Vech}(H_t) = A + \sum_{i=1}^p B_i \text{Vech}(H_{t-i}) + \sum_{j=1}^q C_j \text{Vech}(\varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j}) \quad (1.28)$$

$$(\varepsilon_t | \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t))$$

Dışsal etkilerin olmadığı varsayılan koşullu varyans denkleminde,  $\text{Vech}(\cdot)$  operatörü simetrik bir matrisin alt üçgen kısmındaki sütun elemanlarını,  $\frac{1}{2} N(N+1) \times 1$  boyutlu bir sütun vektörüne dönüştüren operatördür Burada;

N: Değişken sayısı

A :  $\frac{1}{2} N(N+1) \times 1$  boyutlu sabitler vektörü

$B_i$  :  $i=1,2,\dots, p$  ve  $\frac{1}{2} N(N+1) \times 1 \times \frac{1}{2} N(N+1)$  boyutlu katsayılar matrisi

$C_j$  :  $j=1,2,\dots, q$  ve  $\frac{1}{2} N(N+1) \times 1 \times \frac{1}{2} N(N+1)$  boyutlu katsayılar matrisidir.

Dışsal etkilerin yansımadağı basit bir iki değişkenli GARCH(1,1) Vec modelini matrislerle aşağıdaki gibi gösterebiliriz: ( Engle ve Kroner, 1995)

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} & b_{13} \\ b_{21} & b_{22} & b_{23} \\ b_{31} & b_{32} & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & c_{12} & c_{13} \\ c_{21} & c_{22} & c_{23} \\ c_{31} & c_{32} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}, \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (1.29)$$

Modelin t dönemi için log olabilirlik fonksiyonu aşağıdaki gibi formüle edilebilir:

$$\ln l_t(\theta) = -\frac{N}{2} \ln 2\pi - \frac{1}{2} \ln |H_t(\theta)| - \frac{1}{2} \varepsilon_t(\theta)' H_t^{-1}(\theta) \varepsilon_t(\theta) \quad (1.30)$$

Burada  $\theta$  modeldeki tanımlanan tüm parametreleri içine alan bir vektördür. Ayrıca, tanımlanan parametrisasyon kapsamında sadece varyans ve kovaryans için  $\frac{1}{2} N(N+1) + [\frac{1}{2} N(N+1)]^2 (p \times q)$  sayıda parametre elde edilmektedir. Eğer değişkenler arasındaki kovaryanslar,  $h_{jk,t}$ , sadece kendi geçmiş değerleri ve  $(\varepsilon_{j,t}, \varepsilon_{k,t})$ 'nin geçmiş



değerleri tarafından tanımlanırsa o zaman tahmin edilecek parametre sayısı bir önceki duruma göre oldukça azalış gösterecektir. Vec modelinin bu şekli  $B_i$  ve  $C_j$  matrislerinin köşegen olarak tanımlanması ile gösterilmektedir. (Bollerslev vd. , 1988) Vec modelinin köşegen gösterimi matrislerle ifade edildiğinde varyans kovaryans denklemleri ( $h_t$ ) aşağıdaki gibi gösterilebilir (Engle, Kroner 1995:122-150).

$$h_t = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \\ \alpha_3 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} c_{11} & 0 & 0 \\ 0 & c_{22} & 0 \\ 0 & 0 & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1}, \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \quad (1.31)$$

veya

$$\begin{aligned} h_{11,t} &= \alpha_1 + b_{11}h_{11,t-1} + c_{11}\varepsilon_{1,t-1}^2 \\ h_{12,t} &= \alpha_2 + b_{22}h_{12,t-1} + c_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ h_{22,t} &= \alpha_3 + b_{33}h_{22,t-1} + c_{33}\varepsilon_{2,t-1}^2 \end{aligned} \quad (1.32)$$

Genel olarak N değişkenli Vec modelinde  $B_i$  ve  $C_j$  matrislerinin tamamı için tahmin edilecek parametre sayısı  $[\frac{1}{2} N (N + 1)]^2$  iken, köşegen gösterim şeklinde  $\frac{1}{2} N (N + 1)$ 'dir. Dolayısıyla (1.31) ve (1.32) eşitliklerinde de görüldüğü gibi iki değişkenli bir Vec parametrisasyonunun genel halinde toplam parametre sayısı 21 iken, köşegen şeklindeki toplam parametre sayısı 9 olarak bulunmaktadır.

#### 1.5.1.1. VECH Modeli İçin Pozitif Tanımlı Olma Koşulu

Vec parametrisasyonun pozitif tanımlı olma koşullu, ancak belirli kısıtlar altında oluşabilmektedir. Dolayısıyla, kısıtların test edilmesi gerekir ve bu koşulların sağlanması zor bir süreçten geçmektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

Yukarıdaki (1.29) nolu denklemde verilen iki değişkenli bir Vec parametrisasyonunun pozitifliği sağlayacak kısıt aşağıdaki gibi gösterilmiştir;

$$h_{11,t} = \alpha_1 + E_{t-2} \left[ (\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) \begin{pmatrix} b_{11} & b_{12}/2 \\ b_{12}/2 & b_{13} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right] \quad (1.33)$$

$$+ (\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) \begin{pmatrix} c_{11} & c_{12}/2 \\ c_{12}/2 & c_{13} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix}$$

$$h_{12,t} = \alpha_2 + E_{t-2} \left[ (\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) \begin{pmatrix} b_{21} & b_{12}/2 \\ b_{22}/2 & b_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right] \quad (1.34)$$

$$+ (\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) \begin{pmatrix} c_{21} & c_{22}/2 \\ c_{22}/2 & c_{23} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix}$$

$$h_{22,t} = \alpha_3 + E_{t-2} \left[ (\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) \begin{pmatrix} b_{31} & b_{32}/2 \\ b_{32} & b_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix} \right] \quad (1.35)$$

$$+ (\varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1}) \begin{pmatrix} c_{31} & c_{32}/2 \\ c_{32}/2 & c_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \end{pmatrix}$$

Buradan da:

$$H_t = \begin{bmatrix} \alpha_1 & \alpha_2 \\ \alpha_3 & \alpha_4 \end{bmatrix}$$

$$+ E_{t-2} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12}/2 & b_{21} & b_{22}/2 \\ b_{12}/2 & b_{13} & b_{22}/2 & b_{21} \\ b_{21} & b_{22}/2 & b_{31} & b_{32}/2 \\ b_{22}/2 & b_{23} & b_{32}/2 & b_{33} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & 0 \\ \varepsilon_{2,t-2} & 0 \\ 0 & \varepsilon_{1,t-1} \\ 0 & \varepsilon_{2,t-2} \end{bmatrix}$$

$$+ \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-2} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11} & \frac{c_{12}}{2} & c_{21} & \frac{c_{22}}{2} \\ \frac{c_{12}}{2} & c_{13} & \frac{c_{22}}{2} & c_{21} \\ c_{21} & \frac{c_{22}}{2} & c_{31} & \frac{c_{32}}{2} \\ \frac{c_{22}}{2} & c_{23} & \frac{c_{32}}{2} & c_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1} & 0 \\ \varepsilon_{2,t-2} & 0 \\ 0 & \varepsilon_{1,t-1} \\ 0 & \varepsilon_{2,t-2} \end{bmatrix} \quad (1.36)$$

Burada  $E_{t-2}$  ikinci gecikmede tahmini operatörü ifade etmektedir. Böylece, Vec parametrizasyonunun pozitifliğini sağlayacak şekilde elde edilir. Yukarıdaki denklemde a,b,c elemanlarından oluşan matrisleri sırasıyla A,B,C sembolleri ile belirtilir ise o zaman  $H_t$ 'yi aşağıdaki denklemle gösterebiliriz.

$$H_t = A + E_{t-2} \left[ (I \otimes \varepsilon'_{t-1}) B (I \otimes \varepsilon'_{t-1}) \right] + (I \otimes \varepsilon'_{t-1}) C (I \otimes \varepsilon'_{t-1}) \quad (1.37)$$

Burada  $\otimes$  kronecker çarpımını (product) ifade etmektedir. Bu durumda  $A \geq 0, B \geq 0, C \geq 0$  eşitsizliklerinden en az birinin sağlanması,  $H_t$ 'nin pozitif tanımlı olması koşulu için yeterli olmaktadır (Bauwens 2012).

### 1.5.1.2. Vech Modeli İçin (Zayıf) Durağan Olma Koşulu

Engle ve Kroner (Engle ve Kroner, 1995)'e göre pozitif tanımlı bir Vec parametrizasyonu yalnız ve yalnız;

$$\sum_{i=1}^p B_i + \sum_{j=1}^q C_j \quad (1.38)$$

toplamının öz değerleri modülde 1'den küçük olduğu durumda zayıf durağan olmaktadır. Burada durağanlık koşulu iki değişkenli bir Vec (1,1) parametrizasyonu (1.29) için aşağıdaki gibi izah edilebilir. Bir Vec (1,1) modeli;

$$Vech(H_t) = A + \sum_{i=1}^p B_i Vech(H_{t-i}) + \sum_{j=1}^q C_j Vech(\varepsilon_{t-j} \varepsilon'_{t-j}) \quad (1.39)$$

$Vech(\varepsilon_t \varepsilon'_t)$  için bir VARMA(1,1) modeli olarak yazılabilir:

$$Vech(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = A + (B+C) Vech(\varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1}) + (W_t) - B(W_{t-1}) \quad (1.40)$$

Burada

$$W_t = Vech(\varepsilon_t \varepsilon'_t) - Vech(H_t) \quad (1.41)$$

bir martingale farkını ifade etmektedir. Dolayısıyla Vec(1,1) modeli sadece  $(B+C)$ 'nin özdeğerleri modül olarak 1'den küçük olduğu durumlarda zayıf durağan olabilmektedir (Bauwens, 2012). Bu durumda Vec modelinin koşulsuz varyans ve kovaryansı aşağıdaki gibi gösterilmektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

$$Vech(\Sigma_t) = E[Vech(H_t)] = [I - B - C]^{-1}A \quad (1.42)$$

köşegen Vec modelinde ise durağanlık sadece köşegen elemanlar dikkate alınarak belirlenmektedir. Dolayısıyla model ancak ve ancak tüm  $i$ 'ler ve  $j$ 'ler için  $b_{ii}+c_{jj}$  toplamının (yani trace toplamı) 1'den küçük olduğunda durağanlık şartı sağlanmış olmaktadır (Engle, Kroner 1995:122-150).

### 1.5.1.3. VECH Regresyon Modeli

Çok değişkenli GARCH-M modeliyle ilgili yapısal model aşağıdaki gibi açıklanabilir;

$$\begin{aligned} \varepsilon_t &= \Gamma y_t + \Lambda x_t + M \hat{h}_t \\ \varepsilon_t &= \Psi_{t-1} \sim N(0, H_t) \end{aligned} \quad (1.43)$$

Burada  $\Gamma, \Lambda$  ve  $M$  sırasıyla  $N \times N$ ,  $N \times J$  ve  $N \times S$  boyutlu parametre matrisini ifade etmektedir.  $y_t$ ,  $N \times 1$  Boyutlu içsel değişkenler vektörünü  $x_t$   $J \times 1$  gecikmeli ve zayıf dışsal değişkenler vektörünü ifade etmekte ve ortalama denklemindeki koşullu varyanslar  $\bar{h}_t = Vech(H_t)$  ise fiilen tanımlanmamıştır ancak zayıf dışsal olmayan değişkenler vektörünü belirtmektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

Eğer  $P$  tekil olmayan bir matris ise, hata terimlerinin ( $\varepsilon_t$ ) çok değişkenli bir GARCH süreci izlediği durumda  $P\varepsilon_t$  de aynı dereceden birçok değişkenli GARCH süreci izlemiş olacaktır. Ayrıca yapısal model için pozitif tanımlılık koşulu geçerli ise bu indirgenmiş model için de sağlanmış olacaktır.  $P = \Gamma^{-1}$  eşitliğini dikkate alarak indirgenmiş model aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\begin{aligned}
y_t &= -\Gamma^{-1} \Lambda x_t - \Gamma^{-1} M \hat{h}_t + \Gamma^{-1} \varepsilon_t \\
&= \Omega_1 x_t + \Omega_2 \hat{h}_t + v_t \\
v_t | \Psi_{t-1} &\sim N(0, \Gamma^{-1} H_t \Gamma^{-1})
\end{aligned} \tag{1.44}$$

$$\begin{aligned}
(\Gamma \theta \Gamma) A_{if} &= A_{ym} \\
(\Gamma \theta \Gamma) B_{if,i} &= A_{ym,i} (\Gamma \theta \Gamma) \\
(\Gamma \theta \Gamma) C_{if,i} &= C_{ym,i} (\Gamma \theta \Gamma)
\end{aligned} \tag{1.45}$$

Burada *if* ve *ym* altsimgeleri, sırasıyla indirgenmiş formu ve yapısal modeli ifade etmektedir. (1.43)'deki modelde  $\bar{h}_t$ 'nin kullanılmasıyla yapısal katsayılar eşanlı denklemlerdeki standart prosedür izlenerek belirlenmemektedir. Çünkü bir yandan yapısal denklemlerdeki doğrusal kombinasyonlar  $\bar{h}_t$ 'nin tanımını değiştirmekte, diğer taraftan  $\bar{h}_t$  gözlemlenemez bir niteliğe sahip olmakta ve  $\bar{h}_t$ 'nin tahminleri ancak model belirlenmiş ise elde edilebilmektedir. Dolayısıyla  $M\bar{h}_t$ 'yi indirgenmiş form cinsinden ifade ettiğimizde kovaryans matrisi, katsayıların belirlenmesinde standart sürecin kullanılmasına olanak vermektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

### 1.5.2. BEKK Modeli

Varyans-kovaryans ( $H_t$ ) parametrisasyonunun uygun oluşabilmesi için, örneklemdaki tüm  $\varepsilon_t$ 'ler ile

Dışsal etkilerin olmadığı bir durum için  $H_t$ 'nin BEKK gösterimi aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$H_t = A^* A^{*'} + \sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^p B_{ik}^* H_{t-i} B_{ik}^{*'} + \sum_{k=1}^k \sum_{j=1}^q C_{jk}^{*'} (\varepsilon_{t-j} \varepsilon_{t-j}') C_{jk}^* \tag{1.46}$$

$A^*, B_{ik}^*, C_{jk}^*$  N x N boyutlu parametrelerden oluşan matrisleri ifade etmektedir.

$A^*$  ise köşegen bir matristir. (1.46) nolu denklem çok zayıf koşullar altında pozitif tanımlı olmaktadır. Yukarıdaki denklem pozitif tanımlı köşegen gösterimlerin tamamını ve pozitif tanımlı Vec gösterimlerinin hemen hemen hepsini kapsayacak şekilde genelleştirilmiştir (Engle, Kroner 1995:122-150).  $K$ 'nın bire eşit olduğu iki değişkenli GARCH(1,1) modelinin BEKK gösterimi aşağıdaki gibidir:

$$\begin{bmatrix} h_{11,t} & h_{12,t} \\ h_{21,t} & h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \alpha_{11}^* & 0 \\ \alpha_{12}^* & \alpha_{13}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \alpha_{11}^* & \alpha_{21}^* \\ 0 & \alpha_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} & h_{12,t-1} \\ h_{21,t-1} & h_{22,t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{11}^* & b_{12}^* \\ b_{21}^* & b_{22}^* \end{bmatrix} \\ + \begin{bmatrix} c_{11}^* & c_{12}^* \\ c_{21}^* & c_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} c_{11}^* & c_{12}^* \\ c_{21}^* & c_{22}^* \end{bmatrix} \quad (1.47)$$

Burada düzenlenen matris yapısını doğrusal yapıya dönüştürdüğümüzde, aşağıdaki doğrusal sistem ortaya çıkmış olacaktır:

$$\begin{matrix} *2 & *2 & * & * & *2 \\ h_{11t} = \alpha_{11} + b_{11}h_{11,t-1} + b_{11}b_{21}h_{21,t-1} + b_{21}h_{22,t-1} \\ \\ *2 & 2 & * & * & *2 & 2 \\ +c_{11}\varepsilon_{1,t-1} + c_{11}c_{21}\varepsilon_{1,t-1} + c_{21}\varepsilon_{2,t-1} \\ \\ * & * & * & * & * & * & * & * \\ h_{2t} = \alpha_{11}\alpha_{21} + b_{11}b_{12}h_{11,t-1} + (b_{21}b_{12} + b_{11}b_{22})h_{21,t-1} + b_{21}b_{22}h_{22,t-1} \\ \\ * & * & 2 & * & * & * & * & * & * & 2 \\ +c_{11}c_{12}\varepsilon_{1,t-1} + (c_{21}c_{12} + c_{11}c_{22})\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} + c_{21}c_{22}\varepsilon_{2,t-1} \end{matrix} \quad (1.48)$$

$$\begin{matrix} *2 & *2 & *2 & * & * & *2 \\ h_{22t} = (\alpha_{21} + \alpha_{22}) + b_{12}h_{11,t-1} + b_{12}b_{22}h_{21,t-1} + b_{22}h_{22,t-1} \end{matrix}$$

$$+c_{12}\varepsilon_{1,t-1} + {}^2c_{12}c_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1}+c_{22}\varepsilon_{2,t-1}$$

İki deęişkenli GARCH (1,1) modelinin BEKK versiyonu tahmin edilecek parametre sayısı açısından, iki deęişkenli GARCH (1,1) Vec versiyonuna göre daha avantajlı olduęu görölmektedir. İki deęişkenli GARCH(1,1) modelinin Vec gösteriminde tahmin edilecek parametre sayısı 21 iken, BEKK gösteriminde tahmin edilecek parametre sayısı 11'e inmektedir bu da parametre yorumlama açısından kolaylık sağlamaktadır.

Çok deęişkenli GARCH modellerinde, katsayıları temsil eden matrislerin köşegen şeklinin uygulanması, tahmin edilecek parametre sayısının azalmasına sebep olmaktadır.

Eđer iki deęişkenli GARCH(1,1) modelinin Vec versiyonuna uyguladığımız gibi burada da iki deęişkenli GARCH(1,1) modelinin BEKK versiyonunda  $B_{ik}^*, C_{jk}^*$  matrislerini köşegen olarak dikkate alırsak tahmin edilecek parametre sayısı azalmış olacaktır (Bauwens 2012).

İki deęişkenli GARCH(1,1) modelinde K=1 olduęu zaman BEKK versiyonun köşegen şekli matrislerle ifade edildiğinde aşağıdaki gibi gösterilebilir.

$$\begin{bmatrix} h_{11t} & h_{12t} \\ h_{21t} & h_{22t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} * & 0 \\ \alpha_{11} & * \\ * & \\ \alpha_{21} & \alpha_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} * & * \\ \alpha_{11} & \alpha_{21} \\ 0 & * \\ & \alpha_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} * & 0 \\ b_{11} & * \\ * & * \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11t-1} & h_{12t-1} \\ h_{21t-1} & h_{22t-1} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} * & 0 \\ b_{11} & * \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \quad (1.49)$$

$$+ \begin{bmatrix} * & \\ b_{11} & 0 \\ * & * \\ 0 & b_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}\varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{1,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} * & \\ c_{11} & 0 \\ * & * \\ 0 & c_{22} \end{bmatrix}$$

Burada yukarıdaki ifade doğrusal yapıya dönüştürüldüğünde ilgili doğrusal sistem aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\begin{aligned} & *2 \quad *2 \quad *2 \quad 2 \\ h_{11,t} &= \alpha_{11} + b_{11}h_{11,t-1} + c_{11}\varepsilon_{1,t-1} \\ & * \quad * \quad * \quad * \\ h_{21,t} &= \alpha_{11}\alpha_{21} + b_{11}b_{22}h_{21,t-1} + c_{11}c_{22}\varepsilon_{1,t-1}\varepsilon_{2,t-1} \quad (1.50) \\ & *2 \quad *2 \quad *2 \quad *2 \quad 2 \\ h_{22,t} &= \alpha_{21} + \alpha_{22} + b_{22}h_{22,t-1} + c_{22}\varepsilon_{2,t-1} \end{aligned}$$

Görüldüğü gibi iki değişkenli BEKK parametrisasyonunda, varyans-kovaryans ve şokları ifade eden değişkenlerin katsayılarını oluşturan matrislerin köşegen formda tanımlanması, tahmin edilecek parametre sayısını 11'den 7'ye düşürmektedir.

### 1.5.2.1. BEKK Modeli İçin (Zayıf) Durağan Olma Koşulu

BEKK parametrisasyonunun zayıf durağanlığı, ancak ve ancak (1.47) eşitliğinin öz değerlerinin modülde toplamının 1'den küçük olduğu durumlarda sağlanabilmektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

$$\sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^p (B_{ik}^* \emptyset B_{ik}^*) + \sum_{k=1}^k \sum_{i=1}^q (C_{ik}^* \emptyset C_{jk}^*) \quad (1.51)$$



Bu koşul, K'nın bire eşit olduğu iki değişkenli GARCH(1,1) modelinin BEKK gösterimi için uyguladığında aşağıdaki eşitlik ortaya çıkmış olacaktır.

$$H_t = A^{*'}A^* + B^{*'} H_{t-i}B^* + C^{*'}(\varepsilon_{t-j}\varepsilon'_{t-j})C^* \quad (1.52)$$

Yukarıdaki eşitlik,  $Vec(ABC) = (C^* \emptyset A)Vec(B)$  kural dikkate alınarak aşağıdaki gibi yazılabilir:

$$VecH_t = Vec(A^{\circ'}A^{\circ}) + (B^{\circ} \emptyset B^{\circ})^{\circ} Vec H_{t-i} + (C^{\circ} \emptyset C^{\circ})^{\circ} Vec(\varepsilon_{t-j}\varepsilon'_{t-j}) \quad (1.53)$$

Dolayısıyla  $(B^{\circ} \emptyset B^{\circ}) + (C^{\circ} \emptyset C^{\circ})$  toplamının özdeğerleri modülde 1 'den küçük olduğundan modelin durağanlığı sağlanmış olacaktır (Bauwens,2012).

Modelin koşulsuz varyans-kovaryansının olduğu durumlar için durağanlık koşulu aşağıda verildiği şekilde olacaktır. (Engle, Kroner 1995:122-150)

$$Vec(\sum_t) = E[Vec(H_t)] = [I - ((B^{\circ} \emptyset B^{\circ})' - (C^{\circ} \emptyset C^{\circ})')]^{-1} Vec(A^{*'}A^*) \quad (1.54)$$

Köşegen BEKK parametrisasyonunda da tıpkı köşegen Vec parametrisasyonunda olduğu gibi durağanlığı sadece köşegen elemanlar sağlamaktadır. Dolayısıyla

$\sum_{k=1}^N (b_{ii,k} + c_{jj,k})$  toplamının tüm  $i$ 'ler ve  $j$ 'ler için 1'den küçük olduğu durumlarda durağanlık sağlanmış olacaktır (Engle, Kroner 1995:122-150).

### 1.5.2.2. BEKK Regresyon Modeli

Eğer regresyon modelini ve indirgenmiş formunu sırasıyla (1.43) ve (1,44) yukarıda olduğu gibi tanımladığımızda yapısal model ve indirgenmiş form arasındaki ilişki aşağıdaki gibi olacaktır:

$$\begin{aligned} A_{if}^* \Gamma' &= A_{ym}^* \\ \Gamma B_{if,ik}^* &= B_{ym,ik}^* \Gamma \\ \Gamma C_{if,ik}^* &= C_{ym,ik}^* \Gamma \end{aligned} \quad (1.55)$$

Burada daha önce belirttiğimiz gibi  $if\ ym$  altsimgeleri sırasıyla indirgenmiş formu ve yapısal modeli ifade etmektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

### 1.5.2.3. BEKK Sistemin Tahmini

İndirgenmiş formun (6.19) t dönemi için log olabilirlik uygulandığı zaman aşağıdaki eşitlik elde edilmiş olacaktır.

$$\ln l_t = \frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |H_{if,t}| - \frac{1}{2} v_t' H_{if,t}^{-1} v_t \quad (1.56)$$

İndirgenmiş form GARCH süreci izlediği takdirde yapısal model de GARCH süreci izlenmiş olacaktır. Dolayısıyla  $\varepsilon_t = \Gamma v_t$  dönüşümü kullanılarak aşağıdaki eşitlik elde edilecektir.

$$\ln l_t = \frac{N}{2} \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \ln |\Gamma| - \frac{1}{2} \ln |H_t| - \frac{1}{2} \varepsilon_t' H_t^{-1} \varepsilon_t \quad (1.57)$$

Elde edilen fonksiyonların tam olarak tanımlanmış olması için, başlangıç koşulları ile ilgili bazı varsayımlarda bulunulması gerekmektedir. İşaret edebileceğimiz uygun varsayımlardan biri, verilerin gözlem seti öncesi kendi koşulsuz beklentilerine eşit olması varsayımından ibarettir (Engle, Kroner 1995:122-150).

Log olabilirlik tahminlerinin elde edilmesi için  $\ln l_t$ 'nin tüm parametreler vektörüne ( $\theta$ ) göre türevi alınması gerekmektedir. Fakat  $M \neq 0$  veya her bir j için  $C_j \neq 0$  veya ( $C_{ij}^* \neq 0$ ) koşulların mevcut olduğu durumlarda,  $(\delta h_t / \delta \theta)$ 'nin hesaplanması  $(\delta h_{t-1} / \delta \theta)$ 'ya bağlı olduğu için oldukça karmaşıktır. Dolayısıyla,  $(\delta h_0 / \delta \theta)$ 'nin  $\theta$ 'dan bağımsız olduğu varsayımı altında  $(\delta h_t / \delta \theta)$ 'nin tekrarlamalı olarak hesaplanması gerekmektedir (Engle, Kroner 1995:122-150).

### 1.5.3. DCC Modeli

DCC modelinde koşullu varyansın parametrizasyonu aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$H_t \equiv D_t R_t D_t \quad (1.58)$$

Burada,  $D_t$ , tek deęişkenli GARCH sürecinden elde edilen, zamanla deęişen standart deęişim elemanlarından oluşan  $N \times N$  boyutlu köşegen bir matristir.

$$D_t = \begin{bmatrix} \sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \sqrt{h_{22,t}} & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 0 & \sqrt{h_{33,t}} & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \cdots & 0 & \sqrt{h_{NN,t}} \end{bmatrix} \quad (1.59)$$

Genellikle  $D_t$ 'nin elemanları ( $h_t$ ) tek deęişkenli GARCH modelleri olarak düşünölmektedir, ancak bu modeller, sistemdeki önceden belirlenmiş gibi dięer deęişkenlerin fonksiyonlarını veya dięer dışsal deęişkenleri de kesinlikle içerebilir (Engle, 2002). Dolayısıyla  $D_t$  matrisinde yer alan her bir eleman tek deęişkenli GARCH modeli ile tanımlanabilmektedir:

$$h_{it} = \alpha_{i0} + \sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} \varepsilon_{i,t-q}^2 + \sum_{p=i}^{P_i} \gamma_{ip} h_{i,t-p} \quad i=1,2,\dots,N \quad (1.60)$$

Burada varyansların pozitif olma şartıyla duraęanlıęın saęlanması için ařağıdaki şartın saęlanması gerekmektedir (Engle, Sheppard 2001:1007-1013).

$$\sum_{q=1}^{Q_i} \alpha_{iq} + \sum_{p=1}^{P_i} \gamma_{ip} < 1 \quad (1.61)$$

Ayrıca  $R_t$ 'nin standartlaştırılmış hata terimlerinin ( $\varepsilon_t$ ),  $N \times N$  boyutlu koşullu korelasyon ( $\rho_{ij}$ ) matrisini ifade etmektedir.

-1

$$\varepsilon_t = D_t R_t \sim N(0, R_t) \quad (1.62)$$

$$R_t = \begin{bmatrix} 1 & q_{12} & q_{13} & \cdots & q_{1n,t} \\ q_{21} & 1 & q_{23} & \cdots & q_{2n,t} \\ q_{31} & q_{32} & 1 & \cdots & q_{3n,t} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ q_{n,1} & q_{n,2} & q_{n,3} & \cdots & 1 \end{bmatrix} \quad (1.63)$$

Korelasyon matrisi ařağıdaki gibi tanımlanmıştır:

$$R_t = Q_t^{*-1} Q_t Q_t^{*-1} \quad (1.64)$$

Burada  $Q_t$ , dinamik sürecin yapısını tanımlayan pozitif tanımlı bir matristir. Ayrıca  $Q_t^{*-1}, |q_{ij}| \leq 1$  koşulun sağlanması için,  $Q_t$  elemanlarını yeniden ölçeklendiren bir matristir.

$$Q_t^{*-1} = \begin{bmatrix} 1/\sqrt{h_{11,t}} & 0 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 1/\sqrt{h_{22,t}} & 0 & \dots & 0 \\ 0 & 0 & 1/\sqrt{h_{33,t}} & 0 & \vdots \\ \vdots & \vdots & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & 0 & 1/\sqrt{h_{NN,t}} \end{bmatrix} \quad (1.65)$$

$Q_t$ 'nin aşağıdaki dinamik bir süreç izlediğini düşünelim:

$$Q_t = (1 - \alpha - \beta)\bar{Q} + \alpha \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \beta Q_{t-1} \quad (1.66)$$

Burada  $\alpha$  ile  $\beta$  sayısal değerleri  $\bar{Q}$  ise standartlaştırılmış hatalardan oluşan koşulsuz kovaryansları ifade etmektedir:

$$\bar{Q} = Cov(\varepsilon_t \varepsilon'_t) = E[\varepsilon_t \varepsilon'_t] \quad (1.67)$$

Bu yapıyı DCC(p,Q) olarak aşağıdaki yapıda genelleştirmek mümkündür:

$$Q_t = (1 - \sum_{i=1}^p \alpha_i - \sum_{j=1}^Q \beta_j)\bar{Q} + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-1} \varepsilon'_{t-1} + \sum_{j=1}^Q \beta_j Q_{t-j}$$

(6.43) Nihayet  $R_t$  matrisini oluşturan elemanlar aşağıdaki gibi elde edilmektedir:

$$p_{ij} = \frac{q_{ij,t}}{\sqrt{q_{ii}q_{jj,t}}} \quad (1.68)$$

$R_t$  matrisinin pozitif tanımlı olabilmesi için  $Q_t$ 'nin pozitif tanımlı olması yeterli olacaktır (Engle, Sheppard 2001:1007-1013).

### 1.5.3.1. DCC Parametrizasyonunun Pozitif Tanımlılık Koşulları

DCC parametrizasyonunun pozitifliği, tek değişkenli GARCH süreci (1.70) ile  $Q_t$ 'nin (1.78) izlediği süreci dikkate alarak aşağıdaki koşulların sağlandığı takdirde gerçekleşmiş olacaktır. (1.70)'da modellenen tüm  $i = 1,2,3, \dots, N$  hata serileri aşağıdaki kısıtları sağlıyorsa:

- $\alpha_{i0} > 0$
- $\alpha_{iq}$  ve  $\gamma_{ip}$ ,  $h_{i,t}$ 'nin pozitifliğini sağlayacak şekilde olmalıdır
- $h_{i,0} > 0$
- $1 - \sum_{q=1}^{Q_1} \alpha_{iq} L^q + \sum_{p=1}^{P_1} \gamma_{ip} L^q$  teriminin kökleri birim çemberinin dışında olmalıdır ve DCC parametreleri  $Q_t'$  yi sağlamalıdır

- $\alpha_k \geq 0$
- $\gamma_m \geq 0$
- $\sum_{k=1}^K \alpha_k + \sum_{m=1}^M \gamma_m < 1$
- $\bar{R}_t > \delta > 0$

Yukarıdaki koşullar sağlandığında tüm t değerleri için  $H_t$  pozitif tanımlı olacaktır. DCC parametrizasyonunda, kovaryansların pozitif tanımlılık koşulları açısından çok değişkenli GARCH süreçleri ile tek değişkenli GARCH süreçleri aynı prosedürü takip etmektedirler. Yukarıda belirtilen parametre kısıtları, şart değil sadece yeter koşullardır (Engle, Sheppard 2001:1007-1013).

### 1.5.3.2. DCC Sistemin Tahmini

DCC parametrizasyonunda,  $H_t$  parametrelerini  $\theta = (\nu, \eta)$  tahmin etmek için, hataların çok değişkenli normal dağılım gösterdiği varsayımı altında aşağıdaki log olabilirlik fonksiyonu kullanılabilir:

$$l(\theta) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + \ln|H_t| + \varepsilon' H_t^{-1} \varepsilon_t)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + \ln|D_t R_t D_t| + \varepsilon' D_t^{-1} R_t^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \quad (1.69)$$

$$= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + 2 \ln|D_t| + \ln|R_t| + \varepsilon' R_t^{-1} \varepsilon_t)$$

DCC modelindeki parametreler iki gruba  $v=(v_1, \dots, v_n)$  ve  $v_i=(\alpha_{i0}, \alpha_{i1}, \dots, \alpha_{iQ}, \gamma_{i1}, \dots, \gamma_{ip_i})$  ayrılabilir. Engle'in DCC modelinin tahmini iki aşamada gerçekleşmektedir. İlk aşamada her bir hata serisi için ayrı ayrı tek değişkenli GARCH modeli tahmin edilir. İkinci aşamada ise, birinci aşamada tahmin edilen standart sapaları kullanılarak hatalar standartlaştırılır ve bu dönüştürülmüş hatalar, dinamik korelasyonların tahmini için kullanılır. İlk aşamada kullanılacak olabilirlik,  $R_t$  matrisinin  $N \times N$  boyutlu  $I_N$  birim matrisiyle değiştirilmesini gerektirmektedir (Engle, Sheppard 2001:1007-1013).

Burada  $v=(v_1, \dots, v_n)$  ve  $v_i=(\alpha_{i0}, \alpha_{i1}, \dots, \alpha_{iQ}, \gamma_{i1}, \dots, \gamma_{ip_i})$ ,  $i$ 'nci hata serisine ilişkin tek değişkenli GARCH modelinin parametrelerini oluşturduğunu varsayalım. Bu durumda ilk aşamadaki quasi-likelihood fonksiyonu aşağıdaki gibi yazılabilmektedir:

$$\begin{aligned} q \ln l(v|\varepsilon_t) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + \ln|I_N| + 2 \ln|D_t| + \varepsilon_t' D_t^{-1} I_N^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + 2 \ln|D_t| + \varepsilon_t' D_t^{-2} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + \sum_{n=1}^N \left( \ln(h_{i,t}) + \frac{\varepsilon_{i,t}^2}{h_{i,t}} \right)) \quad (1.70) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (T \ln(2\pi) + \sum_{n=1}^N \left( \ln(h_{i,t}) + \frac{\varepsilon_{i,t}^2}{h_{i,t}} \right)) \end{aligned}$$

Sonuç olarak buradan da tek değişkenli GARCH modellerine ilişkin log-olabilirliklerin toplamı elde edilmiş olur. İlk aşamada elde edilen parametre tahminleri üzerinden koşullu olarak ikinci aşamadaki log-olabilirlik tahmini yapılır.

$$\begin{aligned} q \ln l(\hat{\eta}|v\varepsilon_t) &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + \ln|R_t| + 2 \ln|D_t| + \varepsilon_t' D_t^{-1} I_N^{-1} D_t^{-1} \varepsilon_t) \\ &= -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (N \ln(2\pi) + \ln|R_t| + 2 \ln|D_t| + \tilde{\varepsilon}_t' R_t^{-1} \tilde{\varepsilon}_t) \quad (1.71) \end{aligned}$$

Log-olabilirlik  $\tilde{v}$ 'e koşullu olduğu için yukarıdaki fonksiyonun sadece  $\ln(|R_t|) + \tilde{\varepsilon}'_t R_t^{-1} \tilde{\varepsilon}_t$  kısmı parametre seçimini etkilemektedir. Dolayısıyla parametrelerini tahmin etmek için aşağıdaki fonksiyonun maksimize edilmesi yeterli olacaktır (Engle, Sheppard 2001:1007-1013).

$$q \ln l(\hat{\eta} | v \varepsilon_t) = -\frac{1}{2} \sum_{t=1}^T (\ln |R_t| + \tilde{\varepsilon}'_t R_t^{-1} \tilde{\varepsilon}_t) \quad (1.72)$$

### 1.6. Hafner Herwartz Nedensellik Testi

İlk olarak, serinin durağanlığını artırılmış Dickey-Fuller (1976) ve Elliott ve arkadaşlarının (1996) Dickey-Fuller genelleştirilmiş en küçük kareler (GEKK) testleri ile kontrol edilir. Tek değişkenli GARCH modellerinden üretilen kalıntıların CCF (çapraz korelasyon fonksiyonları) kullanılarak yapılan nedensellik testlerini öneren Cheung ve Ng (1996) ve Hong (2001) iki seri arasındaki oynaklık yayılımını araştırmak için yapılmış çalışmaların ilk örneklerdir.

Hafner ve Herwartz (2006), tek değişkenli GARCH tahminleri kullanılarak da hesaplanan bir Lagrange Multiplier (LM) istatistiği kullanılır. Tek değişkenli GARCH tahminlerini kullanmanın çok değişkenli versiyonlardan daha basit olduğunu, çünkü boyutluluk sorunuyla baş etmek için yeterli olduğu görülür.

Tek değişkenli ARMA (p, q) GARCH (1,1) tahmini, Varner testinde Hafner ve Herwartz (2006) nedensellik yaklaşımı için gereklidir. Modelin ARMA (p, q) kısmı ortalama denklem, GARCH (1,1) kısmı ise varyans denklemi olarak tanımlanmıştır. ARMA (p, q) modeli, 'y' serisinin çağdaş terimlerinin anlamını ifade eder.

Modelde Box ve Jenkins'i (1976) ARMA modelinden faydalanılmaktadır. Yaklaşım üç adımdan oluşur: Belirleme, tahmin ve teşhis kontrolü. Bir ARMA 'nın tanımlanması, AR ve MA terimlerinin sırasını belirlemeyi içerir. Sırasıyla p ve q olan verinin dinamik özelliklerini yakalamak için Uygun modeli seçmek için, Bilgi kriterleri kullanılır. Yaklaşımın amacı Parametrelerin sayısının belirlenmesi, böylece bilgi kriterlerinin değeri minimize edilebilir (Brooks 2008: 230-234).

$$y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1.73)$$

$$E(\varepsilon_t)=0;E(\varepsilon_t^2)=\sigma^2;E(\varepsilon_t\varepsilon_s)=0,t\neq s \quad (1.74)$$

En popüler üç bilgi kriteri Akaike'nin (1974) bilgi kriteridir. (AIC), Schwarz'ın (1978) Bayesyen bilgi kriteri (SBIC) ve Hannan-Quinn bilgi kriteri (HQ) (Hannan ve Quinn, 1979). Bunlar;

$$\begin{aligned} \text{AIC: } & \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \\ \text{SBIC: } & \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{k}{T} \ln T \\ \text{HQIC: } & \ln(\hat{\sigma}^2) + \frac{2k}{T} \ln(\ln(T)) \end{aligned} \quad (1.75)$$

Burada

$\hat{\sigma}^2$  kalan artık kareler toplamına eşdeğerdir ve gözlem sayısı “T” ye bölünür,  $k = p + q + 1$  “ T ” tahmin edilen parametreler ve örneklem büyüklüğüdür. Bu çalışmada, SBIC kriterini kullanıyoruz çünkü AIC genellikle büyük örneklem verileri için gerekenden daha büyük bir model seçimi yapmaktadır. (Brooks 2008:230-234)

ARMA modelleri, Maksimum Olabilirlik yöntemi ile tahmin edilir, ancak işlem ise bir AR (p) işlemi daha sonra OLS kullanılabilir. Bir ARMA işlemi Durağan, kararlı, sabit ve tersinir olmalıdır

Tersine çevrilebilirlik matematiksel anlamda durağanlık ile aynıdır ancak MA sürecine atıfta bulunabilir. Eğer denklemini yeniden gecikme operatörü ile aşağıdaki gösterimi ile yazarsak:

$$\varphi(L)y_t = \theta(L)\varepsilon_t \quad (1.76)$$

$\varphi(L) = 1 - \varphi_1 L - \dots - \varphi_p L^p$  ve  $\theta(L) = 1 - \theta_1 L - \dots - \theta_p L^p$  işlem kararlı ve sabit ise  $\varphi(z) \neq 0$  için  $|z| \leq 1$ , ve mümkün ise  $\theta(z) \neq 0$  için  $|z| \leq 1$ .

Otokorelasyonu tespit etmek için Durbin-Watson testi (1951) tarafından testi önerilmiştir. Ancak, Test, bağımlı değişkende gecikme olmamasını gerektirir. Bu nedenle, tez’de Breusch-Godfrey Seri Korelasyon LM Testi kullanıyoruz. Testte,



öncelikle bir doğrusal regresyon, OLS kullanılarak  $\tilde{u}_t$  tahmin edilir ve kalıntılar elde edilir. Kalıntılar daha sonra ilk denklemin bağımsız değişkenleri üzerine regrese edilir.

$$\hat{u}_t = \gamma_0 + \gamma_1 x_{1t} + \gamma_2 x_{2t} + \gamma_3 x_{3t} + \rho_1 \hat{u}_{t-1} + \rho_2 \hat{u}_{t-2} + \rho_3 \hat{u}_{t-3} + \dots + \rho_r \hat{u}_{t-r} + v_t \quad (1.77)$$

$v_t \sim N(0, \sigma_v^2)$ , ile T'nin gözlem sayısını ve  $R^2$  test istatistiğinin elde edilmesini sağlar.

$$(T-R^2) \sim X^2$$

Sıfır hipotezi ve alternatif hipotez;

$$H_0: \rho_1 = 0 \text{ ve } \rho_2 = 0 \text{ ve } \dots \text{ ve } \rho_r = 0 \quad (1.78)$$

$$H_1: \rho_1 \neq 0 \text{ ve } \rho_2 \neq 0 \text{ ve } \dots \text{ ve } \rho_r \neq 0$$

Boş hipotez, hata terimi ile arasında hiçbir ilişki olmadığını ve 'r' geçmiş değerleri gösterir. Test istatistiği asimptotik olarak bir ki-kare dağılımına uyar Model istatistiksel olarak yeterliyse, LM test istatistiği ki kare tablo değerinden büyük olur ve sıfır hipotezi reddedilir. Seçilen. Hafner ve Herwartz (2006) yaklaşımı bir ARMA tahmin edilmesini gerektirir (p, q) modelin klasik modelden farkı olduğu, hata terimlerinin olmadığı sabit varyansa sahiptir, bu da heteroscedastik oldukları anlamına gelir. Olarak belirtilebilir;

$$y_t = \mu + \varphi_1 y_{t-1} + \varphi_2 y_{t-2} + \dots + \varphi_p y_{t-p} + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \theta_q \varepsilon_{t-q} + \varepsilon_t \quad (1.79)$$

Buradan

$\varepsilon_t \sim N(0, N(0, \sigma_t^2))$ , değişen varyansı tahmin etmek için bir GARCH modeli olan Hafner Herwartz(2006)'ın GARCH(1,1) denklem modelini kullanıyoruz.

$$\sigma_{it}^2 = \omega_i + \alpha_i \varepsilon_{it-1}^2 + \beta_i \sigma_{it-1}^2$$

$$\text{Verilen bos hipotezi test etmek için parametreler} \quad i, j=1, \dots, N, i \neq j \quad (1.80)$$

$$H_0: \text{Var}(\varepsilon_{it} | F_{t-1}^{(j)}) = \text{Var}(\varepsilon_{it} | F_{t-1}) \quad (1.81)$$

Buradan

$F_{t-1}^{(j)} = F_t \setminus \sigma(\varepsilon_{it}, \tau \leq t)$  ve  $\varepsilon_{it}$  kalıntıları ile tek değişkenli model oluşturulur. Test için düşünülen model  $H_0$ :

$$\varepsilon_{it} = \xi_{it} \sqrt{\sigma_{it}^2} \mathbf{g}_t \quad \mathbf{g}_t = 1 + \mathbf{z}'_{jt} \mathbf{z}_{jt} = (\varepsilon_{jt-1}, \sigma_{jt-1}^2)' \quad (1.82)$$

(1.81) 'da, (1.82) için daha büyük nedensellik varyansı için yeterli bir koşul  $\pi=0$  Gauss log-olabilirlik fonksiyonunun skoru  $\varepsilon_{it}$  tarafından verilir.

$x_{it}(\zeta_{it}^2 - 1)/2$ , buradan

$x_{it} = \sigma_{it}^{-2} (\delta \sigma_{it}^2 / \delta \theta_i)$ ,  $\theta_i = (\omega_i, \alpha_i, \beta_i)'$  için test istatistiği öneriliyor:

$$\lambda_{LM} = \frac{1}{4T} \left\{ \sum_{t=1}^T (\zeta_{it}^2 - 1) \mathbf{z}'_{jt} \right\} \mathbf{V}(\theta_i)^{-1} \left\{ \sum_{t=1}^T (\zeta_{it}^2 - 1) \mathbf{z}_{jt} \right\} \xrightarrow{d} \chi^2(2) \quad (1.83)$$

Buradan

$$\mathbf{V}(\theta_i) = \frac{K}{4T} \left\{ \sum_{t=1}^T \mathbf{z}_{jt} \mathbf{z}'_{jt} - \sum_{t=1}^T \mathbf{z}_{jt} x'_{it} \left\{ \sum_{t=1}^T x_{it} x'_{it} \right\}^{-1} \sum_{t=1}^T x_{it} \mathbf{z}'_{jt} \right\}, K = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (\zeta_{it}^2 - 1)^2$$

$\lambda_{LM}$  'ın asimtotik dağılımı  $\mathbf{z}_{jt}$  deki yanlış model kurma göstergelerinin sayısına bağlı olacaktır iki değişkenli nedensellik testinde iki gösterge olduğundan ki kare dağılımının serbestlik derecesi iki olacaktır.

### 1.7. Cheung ve Ng Nedensellik Testi

Bu yöntem ARMA-GARCH modellerinden elde edilen standardize edilmiş hataların karesi temel alınarak oluşturulmaktadır. Cheung ve Ng (1996),  $X_t$  ve  $Y_t$  gibi iki zaman serisinin bilgi kümesi

$$I_t = \{X_{t-j}, j \geq 0\} \text{ ve } J_t = \{X_{t-j}, Y_{t-j}, j \geq 0\} \quad (1.84)$$

Şeklinde tanımlamıştır.

Burada  $X_t$  ve  $Y_t$  spot ve vadeli getiri olarak tanımlansın.  $Y_t$ 'in  $X_{t+1}$ 'in varyansta nedeni olabilmesi için aşağıdaki eşitsizliğin gerçekleşmesi gerekecektir:

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 / I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2 / J_t\} \quad (1.85)$$

(1.85)'te  $\mu_{x,t+1}$   $I_t$ 'deki şartlı bilgiye bağlı olarak  $X_{t+1}$ 'in ortalaması olarak kullanılmaktadır.  $X_t$  ve  $Y_t$  değişkenleri arasında varyansa eşzamanlı nedenselliğin oluşması için aşağıdaki eşitsizliğin oluşması gereklidir;

$$E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2/I_t\} \neq E\{(X_{t+1} - \mu_{x,t+1})^2/J_t + Y_{t+1}\} \quad (1.86)$$

$Y_t$  'den  $X_{t+1}$  'e ortalama nedensellik aşağıdaki gibi açıklanmaktadır.

$$E\{X_{t+1}/I_t\} \neq E\{X_{t+1}/J_t\} \quad (1.87)$$

İki finansal serinin ortalaması ve varyansında nedenselliği test etmek için,  $X_t$  ve  $Y_t$  serilerinin ortalama denklemleri aşağıdaki denklemlerle gösterilir.

$$X_t = \mu_{x,t} + \sqrt{h_{x,t}} \varepsilon_t \quad \text{ve} \quad Y_t = \mu_{y,t} + \sqrt{h_{y,t}} \zeta_t \quad (1.88)$$

burada  $\varepsilon_t$  ve  $\zeta_t$  sıfır ortalamalı sabit varyanslı birbirinden bağımsız hata terimlerini göstermektedir. Koşullu ortalama ve varyans aşağıdaki gibi gösterilebilir:

$$\begin{aligned} \mu_{z,t} &= \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{z,i}(\theta_{z,h}) Z_{t-i} \\ h_{z,t} &= \varphi_{z,0} + \sum_{i=0}^{\infty} \varphi_{z,i}(\theta_{z,h}) \{Z_{t-i} - \mu_{z,t-1}^2 - \varphi_{z,0}\} \end{aligned} \quad (1.89)$$

burada  $\theta_{z,h}$ ,  $P \times 1$  boyutlu parametre vektörüdür. Dinamik nedensellik testinde  $X_t$  ve  $Y_t$  serileri için standardize hata kareleri aşağıdaki gibi tanımlanmaktadır:

$$\begin{aligned} U_t &= \{(X_t - \mu_{x,t})^2/h_{x,t}\} = \varepsilon_t^2 \\ V_t &= \{(Y_t - \mu_{y,t})^2/h_{y,t}\} = \zeta_t^2 \end{aligned} \quad (1.90)$$

burada  $\varepsilon_t^2$  ve  $\zeta_t^2$  standardize edilmiş hataları göstermektedir.  $r_{UV}(k)$ ,  $k$ . gecikme için standardize edilen hata karelerinin çapraz korelasyon katsayıları ve  $r_{\varepsilon\zeta}(k)$ , standardize hataların çapraz korelasyon katsayıları olarak açıklanmaktadır.  $r_{UV}(k)$  ve  $r_{\varepsilon\zeta}(k)$  Çapraz Korelasyon Fonksiyonu (CCF) varyans ve ortalama nedensellik için kullanılır. Varyansta ve ortalama nedensellik için test istatistikleri aşağıdaki gibi oluşturulabilir.

$$\text{Varyansta Nedensellik Testi} = \sqrt{T} \times r_{UV}(k)$$

Ortalamada Nedensellik Testi=  $\sqrt{T}$  x  $r_{\varepsilon\zeta}(k)$

burada T gözlem sayısını belirtmektedir.

$$r_t = \alpha_0 + \sum_{i=1}^{P1} \alpha_i r_{t-i} + \sum_{i=1}^{P2} \beta_i \varepsilon_{t-i} + \varepsilon_t \quad \varepsilon_t \approx N(0, \sigma_t^2) \quad (1.91)$$

$$\sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^{P3} \eta_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^{P4} \varphi_i \sigma_{t-i}^2 \quad (1.92)$$

" $r_t$ " koşulsuz otoregresif hareketli ortalama özelliği gösterir  $\sigma_t^2$  değişen varyanslı hata terimini ifade etmektedir.

(1.91) ve (1.92) kullanılarak standardize hatalar  $\varepsilon_t/\sigma_t$  şeklinde elde edilmektedir. Ortalamada nedensellik standardize hatalar arasındaki çapraz korelasyon katsayıları ile test edilirken, varyansta nedensellik karesi alınmış standardize hatalar arasındaki çapraz korelasyon katsayıları nedensellikleri analiz edilmektedir. Nedensellik yoktur hipotezi altında farklı gecikmelerdeki korelasyon katsayıları büyük örneklerde normal dağılım göstermektedir. Standardize hatalardan (veya karelerinden) elde edilen çapraz korelasyon katsayılarının tümü, tüm mümkün öncül (leads) ve gecikme (lags) değerlerde, istatistiksel olarak sıfırdan anlamlı derecede farklı olduğunda ortalamada (veya varyansta) nedensellik olduğu sonucuna ulaşılabiliriz. (Bhar, Hamori 1995: 533).

## İKİNCİ BÖLÜM

### LİTERATÜR TARAMASI

#### 2.1. Döviz Kurunun Borsalar Üzerindeki Etkisi

Çevik ve Pekkaya (2007) VOB'ta işlem gören İMKB100 Endeksi, ABD doları ve Euro vadeli işlem (futures) fiyatlarının spot fiyatları arasındaki nedenselliği araştırmışlar ve İlişkiyi belirleyebilmek amacıyla Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen dinamik nedensellik testi kullanılmış. Dinamik nedensellik testinden elde edilen sonuçlara göre, İMKB100 Endeks modelinde spot vadeli işlemi etkilediğini bulup, döviz modellerinde ise vadeli işlem fiyatların spot fiyatları etkilediği sonucuna ulaşmışlardır (Çevik, Pekkaya 2007: 49-66).

Öztürk (2010) 2002 ile 2009 arası verileri Dolar/TL kuruna GARCH ve TGARCH modelleri uygulanarak t dağılımı ile normal dağılımını açıklamada karşılaştırmalardan yararlanmış. Döviz kuru getirisi ve gösterge kıymet faiz oranları arasındaki oynaklık yayılma etkileri Cheung ve Ng (1996)'nin çalışmalarındaki varyansta nedensellik testleri kullanılarak incelemiştir. Sonuçlar önceki bulgulardan farklı olarak, t dağılımının normal dağıma göre daha iyi sonuçlar verdiğine ulaşmıştır. Ancak, Akaike ve Schwartz bilgi kriterleri baz alındığında t-dağılımın normal dağılımdan, TGARCH modellerinin de GARCH modellerinden daha iyi uyum gösterdiği gözlemlenmiştir (Öztürk 2010: 61-63).

Cheung ve Fung (1997), Ocak 1983-Temmuz 1997 dönemi çeyrek dönem verileri kullandığı çalışmasında spot fiyatların vadeli işlem fiyatları üzerindeki etkisini araştırmışlardır. Çalışmada kullanılan spot değerler, Londra Euro dolar piyasasına, vadeli işlem değerleri Chicago uluslararası para piyasası verileri kullanılmış. Elde ettikleri sonuçlara göre, spot fiyatlardan vadeli işlem fiyatlarına nedensellik ilişkisi tespit etmişler ve spot ve vadeli işlem piyasalarındaki bilgi akışının sadece fiyat hareketlerini değil aynı zamanda piyasadaki oynaklık hareketlerini de etkilediğini bulmuşlardır. (Cheung, Fung 1997:).

## 2.2. Nedensellik Testi GARCH Analizi Etkileri

Kaltalıođlu (2010) Ocak 1980 ve Nisan 2008 tarihine kadar petrol, gıda ve tarımsal ham madde fiyat endeksleri arasındaki oynaklık yayılma etkisini incelemiştir ve Cheung-Ng prosedürü petrol fiyatlarındaki varyasyonun, gıda ve tarımsal ham madde fiyatlarına Granger olarak neden olamayacağına ampirik olarak ulaşmış, tarımsal hammadde ve petrol piyasaları arasında çift yönlü yayılma etkisi olduğuna ulaşmıştır (Kaltalıođlu 2010: 43-44).

Yapraklı (2018) Piyasalar üzerindeki en etkili emtialardan biri olan petrol fiyatlarının altın fiyatları üzerindeki doğrudan ve dolaylı etkilerini incelemek için Hafner ve Herwartz tarafından 2006 yılında yapılan çalışmada kullanılan varyansta nedensellik testini kullanmıştır. PF ve AF serilerinin zamana göre değişen varyans özelliđi gösterip göstermedikleri ARCH-LM Testi ile incelenmiştir. Bu amaçla öncelikle AIC kullanılarak serilerin ARMA yapılarına ait gecikme uzunlukları belirlenmiştir. Otomatik ARIMA Seçim algoritması kullanılarak en uygun gecikme uzunluğu 2 olarak belirlenmiştir. Test sonuçlarına göre petrol fiyatlarındaki oynaklıktan altın fiyatlarındaki oynaklığa doğru bir nedensellik ilişkisi bulunmamaktadır. Ancak % 5 önem düzeyinde altın fiyatlarındaki oynaklıktan petrol fiyatlarındaki oynaklığa doğru tek yönlü nedensellik ilişkisi olduğunu bulmuş. Bu bulgu PF'nin AF'yi fiyat dalgalanmaları kanalıyla dolaylı olarak etkilemediđini göstermektedir. Buna göre dolaylı etkilerden hareketle petrol fiyatlarının altın fiyatlarının seyrini etkileyen temel göstergelerden biri olmadığı sonucuna ulaşılabilir (Yapraklı 2018: 50).

Gebka ve Serwa (2007) G-7 ülkeleri ile dünya piyasalarına dair iki endeks üzerinde günlük veri kullanımı ile yaptıkları çalışmada, Johansen eşbütünleşme testi ile Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen varyansta nedensellik testini deneyleyip, bölgeler arasındaki yayılımı daha da öne çıkarmaktadır. Bölgeler arasında hem de bölgelerin kendi içinde getiri ve oynaklık sıçraması olduğu, bölge içi ilişkilerin öneminin ise bölgesel uyum ve güçlü bölgesel ticari ilişkilerle açıklanabileceđi, dolayısıyla gelişmekte olan bir piyasanın sadece global sermaye piyasalarından

etkilenmeyeceği, bölge içi etkilerin de göz önünde bulundurulması gerektiği bulgularına ulaşılmaktadır (Gebka, Serwa 2007:203-221).

Henry vd. (2007) Cheung ve Ng 'in ortalamada ve varyansta nedensellik testlerini kullanarak hisse senedi piyasasında getiri ve oynaklık yayılmalarını sekiz Güney Asya ülkesi (Endonezya, Filipinler, Güney Kore, Hong-Kong, Japonya, Malezya, Singapur, Tayland) için incelemiştir. Çalışma Filipinler, Güney Kore, Singapur ve Tayland'ın Endonezya üzerinde anlık olarak ikili oynaklık yayılma etkisinin olduğunu ortaya koymuştur (Henry vd. 2007:122-135).

Soytaş ve Oran (2011) Cheung-Ng yaklaşımını kullanarak nedensellik inceleyip, dünya petrol fiyatlarının Granger 'in elektrik endeksine neden olduğunu ve elektrik endeksi getirilerinin varyansa göre değiştiğini, ancak toplam piyasa endeksinin geri döndürmediğine ulaşmışlar. Bu nedenle, bulguları, ayrıştırılmış hisse senedi endeksi iadelerinin kullanılması ile Cheung-Ng prosedürünün, toplu piyasa endeksleri kullanılarak geleneksel nedensellik testlerinde fark edilmeyen yeni bilgileri ortaya çıkarabileceği sonucuna ulaşmışlardır (Soytaş, Oran 2011:354-360).

Cheung ve Ng (1996) geliştirdikleri varyans bazında nedensellik sınaması ise Granger (1969)'un tanımlarının ilgili değişkenlerin varyansları arasındaki ilişkilere uyarlanmasına dayanmaktadır. Çapraz korelasyon fonksiyonu (CCF) olarak bilinen bu yöntem ilgili değişkenlerin birbirlerini varyans yönünden etkileşimlerinin araştırılmasına imkan sağlamakta, oynaklık yayılmalarının analizi açısından önem göstermektedir (Cheung, Ng 1996:33-48).

Harman (2017) ARCH ve GARCH modellerinin tek değişken ile yapılan analizlerin genişletilerek birden fazla değişkenler arasındaki oynaklık ilişkisini araştırılması için çok değişkenli GARCH modeli kullanıp çok değişkenli GARCH modellerden DCC GARCH, VECM GARCH ve BEKK GARCH modelleri kullanılarak petrol getirilerindeki oynaklığın doğalgaz getirilerini etkileyip etkilemediği incelenmiş. Yapılan analizler sonucunda petrol getirilerinde ki oynaklığın doğalgaz getirilerini etkilediğine ulaşmış. Aynı şekilde doğalgaz getirilerindeki oynaklığın da petrol getirilerini etkilediği sonucuna ulaşmıştır (Harman 2017).

Coşkun (2011) Çalışmalısında Türkiye'ye yönelik dış turizm talebindeki oynaklıkların belirlenmesi amaçlanmıştır. 1985: 01–2010: 10 dönemi için Türkiye'ye en çok turist gönderen ilk 4 ülkenin turist sayılarının logaritmik birinci farkları MGARCH modelleri ile analiz edip. Almanya, Fransa, Hollanda ve İngiltere olarak seçilen değişkenler için köşegen VECH, köşegen BEKK ve CCC olmak üzere üç farklı MGARCH parametrisasyonu kullanılmış; en yüksek log-olabilirlik değerini ve en düşük AIC, SIC ve HQ değerlerini veren CCC-MGARCH (1,1) modeline ilişkin sonuçları ileri analizler için kullanmıştır. Model sonuçları, seçilen ülkeler arasında karşılıklı etkileşimin varlığını ortaya koymuştur. Bu sonuç, en önemli turist pazarları arasındaki bağımlılık ilişkisini vurgulaması açısından önemlidir. Analize dâhil edilen tüm ülkeler, kendi geçmiş dönem oynaklıklarından belirli ölçülerde etkilenmektedir. Bir ülkenin talebinde oynaklığın artması, diğer ülkeler için de oynaklıkların artmasına neden olduğunu, seçilen ülkelerin kendi geçmiş dönem şoklarından daha büyük oranda, diğer ülkelerden etkilenmeleri, karşılıklı bağımlılık ilişkisini güçlendirmektedir (Coşkun 2011:175-180).

Atmaca (2018) BİST şehir endekslerine ait oynaklık süreçlerinin çok değişkenli GARCH modeli kullanarak analizini yapmıştır. Veri kümesi olarak 05.01.2009-31.12.2015 dönemine ait BİST şehir endeksi, ham petrol, Türk Lirası ve Avro döviz kuru getiri serisi verileri olarak kalın kuyruk DCC-GARCH modeli tahmin etmiştir. Amerikan Dolarına karşı Türk Lirası ve Avro döviz kuru getiri serileri modele dışsal değişken olarak dahil etmiş. Çalışmanın sonucu olarak, her bir modelde tahmin edilen şehir endekslerine ait ARCH ve GARCH etkisini anlamlı bulmuş, ham petrol ve şehir endeksi piyasalarındaki oynaklığın kalıcı olduğunu saptamıştır. Antalya şehir endeksi haricindeki tüm endekslerin ham petrol serisi ile pozitif korelasyonlu olduğuna ulaşmıştır (Atmaca 2018:287-308).

Kıraç (2015) Bu çalışmada da çeşitli ülkelerde yaşanmış ve küresel çapta diğer ülkeleri de etkileyen birtakım krizlere değinilerek, bu krizlerin bulaşıcılığı incelenmiştir. Çalışmanın birinci bölümünde detaylı olarak küreselleşmeden bahsedilmiştir. İkinci bölümde finansal krizlerin bulaşma etkisi konusunda literatüre uygun bir alt yapı



oluşturması için tanımlamalar yapılmış ve çeşitli küresel krizlerin bulaşıcılık etkileri araştırılmış. Çalışmanın üçüncü bölümünde ise ABD kaynaklı 2007-2009 küresel finansal krizin bulaşma etkisi örneklem seçilen bir grup ülke için ampirik uygulama yapılmak sureti ile incelenmiştir. Ampirik Uygulamada DCC- GARCH modeli kullanılmıştır. Çalışma sonucuna göre kriz döneminde, kriz öncesi döneme göre DCC katsayıları yüksek çıkarak, örneklem seçilen ülkelere 2007-2009 Küresel finans krizin bulaşma etkisi gözlemlenmiştir. Bulaşma etkisi özellikle üst gelir grubu ülkelerde diğer ülkelere göre daha fazla görülmüştür (Kıraç 2015:172-176).

Kutlar ve Torun (2012) 01.11.2002-08.08.2012 dönemindeki günlük getiri değerleri kullanılarak İMKB 100 Endeksi için risk ve getiri arasındaki nedenselliği araştırmışlar. İlk olarak simetrik ve asimetrik GARCH modelleri kullanılarak İMKB 100 Endeksi için en uygun farklı varyans modelinin TGARCH (1,1) modeli olduğuna ulaşılmıştır. İkinci olarak TGARCH (1,1) modelinden elde edilen varyans değerleri risk değişkeni olarak kabul edilerek, getiri ile risk arasındaki nedensellik ilişkisi araştırılmış. Sonuç olarak kötü haberlerin dalgalanma üzerinde daha fazla etkili olduğu ve getirinin riskin nedeni olduğuna ulaşılmıştır (Kutlar, Torun 2012:1-24).

Yalaman (2015) Uluslararası ölçekte kayıt dışı ekonominin analiz etmek amacıyla en küçük kareler tahmincisi kullanılarak kayıt dışı ekonominin ülkelere göre nasıl farklılıkları olduğunu araştırmış. Panel veri analizi kullanarak ülkelerin ekonomisine kayıt dışı ekonominin etkisini araştırmış ve üçüncü olarak veri zarflama analizi kullanarak kayıt dışı ekonomi ile mücadele kapsamında her bir ülkenin kayıt dışı ekonomilerini minimize etmede görelilik olarak ne kadar başarılı olduklarına ulaşmış. Ve Hong Varyansta Nedensellik testi kullanılarak kayıt dışı ekonominin ülkeler arasında yayılım gösterip göstermediği analiz edilmiş, olası bir yayılımda dış ticaret ve sınır komşuluğunun herhangi bir rolünün olup olmadığına ulaşmıştır. Sonuç olarak kayıt dışı ekonominin itici güçlerinin ülkelere göre farklılık gösterdiğini ve bu farklılığı açıklayan kategorik değişkenlerin büyüme, politik istikrar, cari denge, dolaysız vergi yükü ve bürokratik kalite olduğunu bulmaktadır. Aynı zamanda bu, kayıt dışı ekonominin itici güçlerinin ülkelerin gelişmişlik düzeylerine göre farklılık gösterdiğini de ortaya

koymaktadır. Ampirik sonuçlar ülkeler arası bir etkileşimin varlığını, bu etkileşimde dış ticaret ve sınır komşuluğunun bir açıklayıcılık üstlendiğini göstermiştir (Yalaman 2015: 149-152).

Çadırcı (2013) Kolombiya Merkez Bankasının 01.12.1999-28.12.2012 tarihleri arasında opsiyon sözleşmeleri, ihaleler ve direk müdahaleler vasıtasıyla döviz piyasasına yaptığı günlük müdahalelerin döviz kuru seviyesi ve kurlardaki oynaklık üzerindeki etkilerini E-GARCH modeli ve olay inceleme yaklaşımı çerçevesinde araştırılmış. Kolombiya Merkez Bankasının döviz piyasasına yapmış olduğu müdahaleler hem bütün hem de müdahale türleri olarak ele alınmış etkinliği araştırılmış. Bununla beraber farklı amaçlar doğrultusunda kullanılan opsiyon türlerinin döviz kurları seviyesi ve oynaklık üzerinde farklı bir etkisinin olup olmadığı analiz edilmiş. Beş farklı model oluşturulmuş, müdahaleler bir bütün olarak ele alındığında döviz kuru seviyesini ve oynaklığını gecikmeli olarak ancak olumlu yönde etkilediğine ulaşılmıştır. Temeli oluşturan opsiyon sözleşmelerinin bir müdahale aracı olarak kullanımının ise döviz kurları seviyesi ve oynaklık üzerinde genelde azaltıcı bir etkisi olduğu gözlenmiştir. Merkez bankalarının opsiyon sözleşmelerini kullanarak döviz piyasasına müdahale etmesinin avantajları yanında dezavantajları da bulunmaktadır. Sonuç olarak merkez bankaları piyasada karşı karşıya kalabileceği riskleri iyi etüt eder ve önlemlerini alırsa; yeteri kadar derinleşmiş türev piyasalarda opsiyonların, geleneksel müdahale çeşitlerini tamamlayıcı bir araç olarak kullanılabilmesi sonuca ulaşılabilir (Çadırcı 2013:110-115).

Ergin (2016) G7 ülkeleri için Satın alma Gücü Paritesi ve Garantisiz Faiz Oranı Paritesi hipotezlerinin geçerliliğini araştırmıştır. Araştırmasında Ocak 1980-Aralık 2015 dönem aralığını kapsayan aylık veriler kullanılmış. Hipotezlerin geçerliliği Panel GARCH(1,1) modelleri ile test edilmiştir. G7 ülkelerinde Satın alma Gücü Paritesi hipotezini destekleyen kanıtlara ulaşılmıştır. Volatilite modellemesi sonucunda reel döviz kurunun yüksek belirsizlik seviyesi ile ilişkili olduğu bulunmuştur. Garantisiz Faiz Oranı Paritesinin analizi için Havuzlanmış En Küçük Kareler yöntemi kullanılarak klasik regresyon modeli tahmin edilmiş ve model parametreleri test edilmiştir. G7 ülkelerinde Garantisiz Faiz Oranı Paritesinin desteklenmediğine ulaşılmıştır. Bunun sonucunda

Garantisiz Faiz Oranı Paritesinden sapmaların volatilitesi Panel GARCH(1,1) modeli ile değerlendirilmiştir. Volatilite modellemesinin anlamlı bulunması sonucunda Garantisiz Faiz Oranı Paritesinden sapmanın nedenini yüksek belirsizlik seviyesi ile ilişkilendirmiştir (Ergin 2016:141-143).

Szetela, Mentel ve Gedek (2016), ARMA ve GARCH modellerini kullanarak Bitcoin, Dolar, Euro, İngiliz Pound'u, Yuan ve Polonya Zlotisinin getiri oranları arasındaki ilişkiyi incelemişlerdir. Çalışmalarının sonucunda GARCH modeline göre Bitcoin ile Dolar, Euro ve Yuan arasında koşullu varyans açıklamasında bir bağımlılık tespit edilmesine rağmen, ARMA analizinde Bitcoin ile diğer değişkenler arasında bir ilişkinin varlığına ulaşılmamıştır (Szetela, Mentel ve Gedek 2016:133).

Baur, Dimplfl ve Kuck (2017), GARCH volatilité analizini uyguladıkları çalışmalarında, Bitcoin ile Dolar arasında bir ilişki olmadığını ortaya koymuş, Bitcoin getirilerinin diğer varlık getirilerinden bağımsız olduğunu, ancak USD/İngiliz Poundu kurunun haftalık dalgalanmasıyla ufak da olsa negatif bir ilişkinin olduğunu tespit etmişlerdir (Baur, Dimplfl ve Kuck 2017:.13).

### **2.3. Borsalar ve Oynaklık Faktörleri**

Çevik ve Korkmaz (2009) İMKB100 endeks getirisi ile Reel Kesim Güven Endeksi arasındaki nedensellik ilişkisi Cheung ve Ng (1996) tarafından geliştirilen iki aşamalı yöntem ile araştırmışlar. İlk aşamada İMKB100 endeks getirisi ve güven endeksi EGARCH model ile tahmin edilmiştir. İkinci aşamada EGARCH modelden elde edilen standardize hatalar ve kareleri kullanılarak İMKB100 endeks getirisi ve güven endeksi için ortalama ve varyansta nedensellik testi yapılmıştır. Elde edilen sonuçlara göre, İMKB100 endeksi getirisi ile güven endeksi arasında geri bildirim etkisi mevcuttur ve eş zamanlı olarak birbirlerini etkilemektedirler (Çevik, Korkmaz 2009: 24-37).

Karaduman (2014) BİST-100 endeksinin uluslararası hisse senedi piyasaları ile oynaklık etkileşimini incelemek için farklı olarak da Cheung ve Ng hem de Hong (2001) testi kullanılarak sınanmış, uluslararası borsalar arasında bir oynaklık etkileşiminin olduğu belirlenmiştir. İMKB-100'den AEX, CAC-40, DAX, SMI'ya doğru bir oynaklık

yayılımı ve AEX, CAC-40, DAX, FTSE-100, IPC, NIKKEI-225'den İMKB-100'e doğru bir oynaklık yayılımının mevcut olduğunu, oynaklık yayılımının, bölgeler arası değil daha çok bölgesel olduğunu destekleyen sonuçlara ulaşmıştır (Karaduman 2014:165-167).

Ersoy (2011) İMKB 30 Endeksi bağlamında spot piyasalar ile vadeli işlem piyasaları arasındaki ilişkiyi gün içi veriler kullanarak hem fiyat hem de volatilité açısından araştırmış. İki piyasa arasında öncül-ardıl ilişkisinin olup olmadığını, başka bir ifadeyle fiyat oluşum sürecinde bu piyasalardan birinin diğerine öncülük edip etmediğini araştırmış. Çalışmada spot ve vadeli işlem piyasaları arasındaki ilişki, hem fiyat serileri kullanılarak Johansen Eşbütünleşme Testi, VECM ve Granger Nedensellik Testi ile hem de ARMA ile filtrelenen fiyat değişim serileri kullanılarak VAR ve Granger Nedensellik Testini yararlanmıştır. Piyasaların volatiliteleri arasındaki ilişki ise BEKK-MGARCH modelinden elde edilen volatilité serileri kullanılarak, VAR ve Granger Nedensellik Testini gerçekleştirip gerçekleştirilen analizler sonucunda, spot ve vadeli işlem piyasası arasında uzun dönemli bir denge ilişkisinin olduğu ancak bu ilişkide vadeli işlem piyasasının spot piyasaya öncülük etmediği, hem fiyat hem de volatilité açısından piyasaların karşılıklı etkileşim içerisinde oldukları sonucuna ulaşmıştır (Ersoy 2011:155-159).

Sadorsky (2012) 1 Ocak 2001- 31 Aralık 2010 günlük borsa kapanış fiyatları kullanılarak koşullu korelasyonları modellemek aynı zamanda petrol fiyatları ile temiz enerji şirketleri ve teknoloji şirketlerinin hisse senedi fiyatları arasındaki oynaklık dağılımını analiz etmek için çok değişkenli GARCH modelleri kullanmıştır. Dört farklı çok değişkenli GARCH modeli (BEKK, çapraz, sabit koşullu korelasyon ve dinamik koşullu korelasyon) kullanılmış ve birbirleri ile karşılaştırılmıştır. Dinamik koşullu korelasyon modelinin verilere en uygun olduğu tespit edilmiş ve temiz enerji şirketlerinin hisse senedi fiyatlarının, petrol fiyatlarından ziyade teknoloji hisse senedi fiyatları ile daha fazla ilişkili olduğunu gösteren sonuçlara ulaşılmıştır. Petrol fiyatları ile temiz enerji ve teknoloji şirketlerinin hisse senedi fiyatları arasındaki oynaklık dinamikleri modellenmiştir. Dinamik koşullu korelasyon MGARCH modeli verilere en

iyi şekilde uyduğunu gözlemlemiştir. Temiz enerji şirketlerinin hisse senedi fiyatları, teknoloji hisse senedi fiyatları ile petrol fiyatlarına göre daha fazla ilişkilidir sonucuna ulaşmıştır (Sadorsky 2012:248-255).

Trujillo-Barrera, Mallory ve Garcia (2012), 30 Temmuz 2006 ile 9 Kasım 2011 dönemleri arası hafta ortası (Çarşamba) vadeli kapanış fiyatlarını kullanarak ABD "deki ham petrol, mısır ve etanol fiyatları arasındaki oynaklık geçişkenliğini belirlemek ve deneylemek için, GJR-GARCH ve çok değişkenli BEKK-GARCH modellerini kullanmışlardır. Çalışmada; ham petrol piyasalarından etanol ve mısır piyasalarına yönelik gerçekleşen oynaklık yayılımının zaman ve büyüklük açısından benzerlik gösterdiğini tespit etmişler. Etanol ve mısır hisse senetlerine ait fiyat değişkenliğinin genel olarak %10 ile %20 düzeylerinde petrol piyasalarında meydana gelen oynaklıktan kaynaklandığı belirlenmiştir. Fakat finansal kriz döneminde petrol için dünya talebinin önemli ölçüde değiştiği zamanlarda etanol ve mısır hisse senetleri fiyat oynaklığı %45 düzeyine kadar petrol fiyatlarından kaynaklandığını sonucuna varılmıştır (Trujillo, Barrera, Mallory ve Garcia 2012:247-262).

Güloğlu vd. (2016) beş Latin Amerika ülkesinin borsaları arasında varyanstaki yapısal kırılmaları ele alarak oynaklık yayılmalarını araştırmışlardır. DCC-GARCH yöntemi ile kırılmaları ve asimetriyi de dikkate almışlardır. Bulgularına göre dinamik korelasyonlar oynaklık yayılmalarının çok güçlü olmadığını göstermekte. Ortalamada nedensellik testleri ise Brezilya'dan diğer piyasalara tek yönlü bir nedensellik olduğunu ve varyansta nedensellik testi ise yine Brezilya'dan Şili'ye tek yönlü bir nedensellik olduğunu göstermiştir. Buna sonuçlara göre ülkeler arasında karşılıklı bir bağımlılık olmadığını çıkarsamışlardır (Güloğlu, Kaya, ve Aydemir, 2016: 330-340).

Öztürk (2008) 1997-2006 dönemi İstanbul Menkul Kıymetler Borsası 100 Endeksinde gözlemlenen volatilitenin nedenleri makroekonomik faktörler açısından aylık veriler kullanılarak araştırmıştır. Değişkenlerden döviz sepeti ve cari açık/GSYH dikkate alınarak sonuç gecelik faiz oranı değişkeninin İMKB 100 Endeksinin Granger Nedeni olduğu, İMKB 100 Endeksinin ise merkez bankası parası, döviz sepeti, hazine bonusu faiz oranı, gecelik faiz oranı, yabancıların İMKB işlemleri, cari açık/GSYH ve

sanayi üretim endeksi değişkenlerinin Granger Nedeni olduğu dolayısıyla İMKB 100 Endeksinin geçmiş değerlerinin birçok makroekonomik değişkende (sanayi üretim endeksi, döviz sepeti, gecelik faiz oranı, hazine faizi oranı, merkez bankası parası ve cari açık/GSYH) gelecekte meydana gelecek değişimleri tahmin edebildiği belirlenmiştir. Ampirik sonuçlar neticesinde incelenen 1997-2006 döneminde İMKB 100 Endeksinde gözlemlenen volatilitenin önemli ölçüde makroekonomik faktörler dışındaki faktörler tarafından belirlendiği, dolayısıyla hisse senedi piyasasının yeterli ölçüde ekonominin genelini yansıtamadığına ulaşılmıştır (Öztürk 2008:184-191).

Hancı (2014) Ülkelere ait KTT baz puanları ile borsa arasındaki ilişkiyi araştırıp ülkede gerçekleşen üretim düzeyi üzerinden krizler açısından bir ilişki olup olmadığını araştırmıştır. Türkiye'ye ait KTT baz puan ile Ocak 2008 - Aralık 2012 arası günlük BİST-100 getirileri arası dönem verisi kullanılmış. Ağırlıklı olarak üretim firmalarının bulunduğu Borsa İstanbul'da firmalara ait hisse senedi getirileri düştüğünde ülkedeki ekonominin de üretim açısından kötüye gittiği sonucuna varılabilir. Buna karşı, ülkenin temerrüt açısından risk ölçütü olarak tanımlanan KTT'lerin düşük olması kredi olayının gerçekleşme olasılığının düşük olduğunun göstergesidir. Buradan, iki değişken arasında ters yönlü bir ilişki olduğu kanısına varılabilir. Ampirik çalışma neticesinde volatilitenin ile modellenmiş GARCH ortalamaya geri dönüşlerin çok dirençli olduğu sonucuna ulaşılmıştır (Hancı 2014).

Sattary (2014) Brent ham petrol fiyat getirileri ile BIST 100 endeksi ile beraber BIST ana ve alt sektörleri arasında oynaklık geçişkenliğini araştırmıştır. Bu amaçla çok değişkenli GARCH modelleri kapsamında, VAR-GARCH, CCC-GARCH, DCC-GARCH ve köşegen BEKK-GARCH modellerinin istatistiksel ve spesifik özellikleri teorik olarak açıklanmış ve dört model için tahmin yapılmıştır. 2 Ocak 2002-31 Aralık 2012 dönemini kapsayan günlük veriler kullanılmış ve analizler sonucunda petrol fiyatları ile BIST sektörleri arasında genel olarak zayıf da olsa oynaklık geçişkenliğine dair kanıtlara rastlanmıştır. Yatırımcılara etkin yatırım stratejileri geliştirmeleri için, petrol ve BIST hisse senedi sektörlerinden oluşan optimal portföy tasarımlarını. Bu bağlamda; kullanılan dört farklı GARCH tipi modelden elde edilen sonuçlara göre,

optimal ağırlıklar, optimal korunma oranları ve korunma etkinlik oranları hesaplanmıştır. Yapılan analizler sonucunda en iyi portföy oluşturma konusunda literatüre uygun bir şekilde, BEKK-GARCH ve VAR-GARCH modellerinin diğer modellere göre daha iyi performans verdiği sonucuna ulaşılabılır (Sattary 2014:107-110).

Şener Vd. (2013) Borsa İstanbul'un kapanış fiyatları ile petrol fiyatları arasındaki ilişki 2002-2012 dönemi için günlük veri kullanılarak araştırılmıştır. Granger ve Yoon (2003) ile Hatemi-J ve Irandoust (2012) tarafından literatüre kazandırılan saklı eşbütünleşme testleri ile araştırılmış. Granger ve Yoon (2003) testi iki serinin hem pozitif hem de negatif bileşenleri arasında uzun dönemli bir ilişki olmadığını gösterirken, Hatemi-J ve Irandoust (2012) testi ise her iki serinin hem iki bileşeni arasında uzun dönemli bir ilişki olduğuna işaret etmektedir. Sonuç olarak petrol fiyatlarında meydana gelecek artış veya azalışların hisse senetleri fiyatlarının oluşmasında etkili olacağına ulaşılmıştır (Şener vd. 2013).





## ÜÇÜNCÜ BÖLÜM

### VARYANSTA NEDENSELLİK TESTİ TAHMİNLERİ

Çalışmada Bitcoin oynaklığının BİST üzerine ve BİST oynaklığının Bitcoin üzerinde' ki etkisi araştırılmak amacı ile literatürde sıkça kullanılan varyansta nedensellik testi uygulanmıştır. Bu tez çalışmasında Hafner ve Herwartz (2006) ve Cheung, Ng (1996) tarafından önerilen varyansta nedensellik testi benimsenmiş ve iki test karşılaştırılmıştır. Daha önce yapılan çalışmalarda yazarlar LM istatistiğinin ampirik gücünü ve CCF bazlı testlere göre etkin performansı olduğunu değerlendirmek için bir Monte Carlo simülasyon çalışması deneyimşlerdir. LM yaklaşımının, CCF istatistiğine kıyasla üstün ampirik bir güce sahip olduğu ve CCF testinin performansının uygunsuz bir düzen seçiminden olumsuz yönde etkilendiği sonucundan çalışmada tek değişkenli olarak Hafner Herwartz ve Cheung Ng prosedürü kullanılmış çok değişkenli nedensellik testleri olarak FULL VECH, FULL BEKK ve DCC GARCH analizi tahmini yapılmıştır.

#### 3.1. Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri

Cheung and Ng (1996) da yapılan çalışmada serilerin durağanlığı kontrol edilmiş birim kök testi uygulanmış ve iki seri için de düzey değerlerinde durağan olduğu sonucuna ulaşmıştır. Durağan olan iki seriye ARMA yapılabilmesi için önce uygun gecikme değerlerine sahip denklemler model seçme kriterleri yardımı ile oluşturulmuştur. Bulunan ARMA modellerine GARCH analizi uygulanıp her iki seri için de GARCH(1,1) gecikmeleri yine model seçme kriteri yardımı ile bulunmuştur. Bulunan katsayıların anlamlılıkları durağan olup olmadıkları kontrol edilmiştir. Uygun olan GARCH serisinin kalıntıları alınıp standardize edilmiştir. Standardize edilen kalıntıların on gecikmeye kadar gecikmeleri alınıp 't' istatistik değerlerine göre kovaryans analizi yapılmış karşılıklı olarak gecikmelerindeki ilişki incelenmiş ve BİST ten Bitcoin'e ve Bitcoin 'den BİST'e karşılıklı olarak anlamlı bir sonuç ile karşılaşılmamıştır. Bitcoin piyasasında'ki artış ve azalışlar mevcut zaman dilimi için BİST'i etkilemediği sonucuna ulaşılabilir.

**Tablo 1.** Cheung ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri

<b>Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri</b>					
<b>Gecikme</b>	<b>Bağımlı Değişken</b>	<b>Bağımsız Değişken</b>	<b>Korelasyon</b>	<b>t-Değeri</b>	<b>Prob</b>
-1	$\emptyset$	$\omega(-1)$	0.032902	1.238.766	0.2156
-2	$\emptyset$	$\omega(-2)$	-0.015567	-0.585872	0.5581
-3	$\emptyset$	$\omega(-3)$	-0.004330	-0.162935	0.8706
-4	$\emptyset$	$\omega(-4)$	0.008044	0.302685	0.7622
-5	$\emptyset$	$\omega(-5)$	0.005153	0.193893	0.8463
-6	$\emptyset$	$\omega(-6)$	0.012246	0.460844	0.6450
-7	$\emptyset$	$\omega(-7)$	-0.024636	-0.927324	0.3539
-8	$\emptyset$	$\omega(-8)$	-0.020020	-0.753483	0.4513
-9	$\emptyset$	$\omega(-9)$	0.010394	0.391158	0.6957
-10	$\emptyset$	$\omega(-10)$	-0.012594	-0.473950	0.6356

Bitcoin kalıntılarının karesi  $\emptyset$  ile ifade edilmektedir. BİST kalıntılarının karesi  $\omega$  ile ifade edilmektedir.

**Tablo 2.** Cheung ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri

<b>Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri</b>					
<b>Gecikme</b>	<b>Bağımlı Değişken</b>	<b>Bağımsız Değişken</b>	<b>Korelasyon</b>	<b>t-Değeri</b>	<b>Prob</b>
0	$\omega$	$\emptyset$	0.010267	0.386372	0.6993
1	$\omega$	$\emptyset(1)$	0.008129	0.305917	0.7597
2	$\omega$	$\emptyset(2)$	-0.024710	-0.930119	0.3525
3	$\omega$	$\emptyset(3)$	-0.004260	-0.160317	0.8727
4	$\omega$	$\emptyset(4)$	0.016640	0.626231	0.5313
5	$\omega$	$\emptyset(5)$	0.009531	0.358658	0.7199
6	$\omega$	$\emptyset(6)$	-0.002700	-0.101584	0.9191
7	$\omega$	$\emptyset(7)$	-0.006515	-0.245147	0.8064
8	$\omega$	$\emptyset(8)$	-0.014688	-0.552763	0.5805
9	$\omega$	$\emptyset(9)$	-0.015526	-0.584302	0.5591
10	$\omega$	$\emptyset(10)$	-0.014510	-0.546050	0.5851

Bitcoin kalıntılarının karesi  $\emptyset$  ile ifade edilmektedir. BİST kalıntılarının karesi  $\omega$  ile ifade edilmektedir

### 3.2. Hafner Herwartz Varyansta Nedensellik Testi Tahminleri

Hafner Herwartz (2006) tarafından yapılan varyansta nedensellik analizi baz alınarak yapılan tez çalışmasında, ikinci varyansta nedensellik testi olarak Cheung Ng (1996) ile temel olarak benzer şekildedir. Bitcoin ve BİST verilerinin ARMA denklem modelleri, model seçme kriterleri yardımı ile oluşturulmuş, oluşturulan modele GARCH analizi uygulaması yapılmış GARCH(1,1) modeli uygun model olarak belirlenmiştir. GARCH(1,1) modelinden standardize edilmiş kalıntılar elde edilip bu noktadan sonra Cheung Ng (1996) dan farklı olarak kalıntıların yanında GARCH(1,1) modelinin türev serisi oluşturulup standardize edilmiş seri ile farkı alınmış bağımlı değişken olarak kullanılmıştır. Bağımsız değişken olarak türev serisi ve oynaklık serisi alınmış ve EKK uygulanan seriye LM testi yapılmıştır. Bitcoin ve BİST için iki sonuç bulunmuştur ilki BİST'in Bitcoin'e olan etkisi ikincisi ise Bitcoin'in BİST'e etkisi her iki sonuçta Cheung Ng ile benzer şekilde etkilerin olmadığını göstermektedir.

**Tablo 3.** Hafner Herwartz Test İstatistiği tahmini

<b>Hafner Herwartz Test İstatistiği tahmini</b>				
	R2	N.OBS	LMSTAT	PVALUE
BİST den Bitcoin	0.000673	1427.000	0.960206	0.618720
Bitcoin den BİST	0.002100	1427.000	2.997298	0.223432

### 3.3. Dünya Borsa'larını Temsilen NYSE Analiz Tahminleri

Gelişen teknolojik ilerlemeler Türkiye'de kullanımı gelişmiş ülkelere veya öncü ülkelere oranla geç olmaktadır. Elektronik ödeme yöntemlerinde yaşanan reformlar ülkemizde henüz kendisine bir yer edinmemiştir. Dünya borsalarında Bitcoin'de yaşanan gelişmeler hız kazanmakta ülkeler yeni ödeme sisteminin entegrasyonunu hızlı bir şekilde sağlamaya çalışmaktadır. Bu konuda ilk paradigmalar Bitcoin karşılığında bono oluşturulması gösterilebilir. Gelişen elektronik ödeme yöntemleri ile Dünya ve Türkiye'deki durumunu bu tez çalışmasında karşılaştırmak istenmiştir. Çalışmada

Bitcoin borsasının Türkiye'deki etkisi araştırılması için BİST verileri kullanılmıştır. Bitcoin'in dünya borsalarına etkisi araştırılmak için NYSE verileri kullanılmıştır. Cheung Ng (2006) nedensellik analiz sonucuna göre NYSE den Bitcoin'e ve Bitcoin 'den NYSE ye olan etkileri on gecikmeye kadar bakılmış NYSE nin Bitcoin'e olan etkisi on gecikmede anlamsız bulunurken Bitcoin in NYSE ye olan etkisi ikinci Gecikmede anlamlı bulunmuş ve diğer gecikme değerleri için anlamış etki olduğuna ulaşılmıştır. İkinci gecikmedeki anlamlı etki kısa vadede Bitcoin'in NYSE 'ye pozitif ve anlamlı olarak etkilediği sonucuna ulaşılabilir. Hafner Herwartz (2006) baz alınarak yapılan analiz sonucunda ise iki zaman serisi için karşılıklı nedensellik sonuçları anlamlı bulunmuştur. Çalışmada çok değişkenli GARCH modelleri olarak FULL VECH, FULL BEKK ve DCC GARCH analizleri kullanılmıştır. FULL VECH ve FULL BEKK analiz sonucu Bitcoin 'den NYSE ye ve NYSE den Bitcoin'e anlamlı ve güçlü bir nedensellik olduğuna ulaşılmıştır. Aynı zamandan asimetrik olarak da bakılmış karşılıklı olarak nedensellikleri anlamlı bulunmuştur. DCC GARCH analizi tahminleri, aynı şekilde tüm parametreler için anlamlı sonuçlar vermişti

**Tablo 4.** Cheung ve Ng Varyansta Nedensellik Testi NYSE Tahminleri

<b>Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi NYSE Tahminleri</b>						
<b>Gecikme</b>	<b>Bağımlı Değişken</b>	<b>Bağımsız Değişken</b>	<b>Korelasyon</b>	<b>t-Değeri</b>	<b>Prob</b>	
-1	∅	$\omega(-1)$	0,0207	0,8444	0,3986	
-2	∅	$\omega(-2)$	-0,0104	-0,4265	0,6698	
-3	∅	$\omega(-3)$	-0,0030	-0,1239	0,9014	
-4	∅	$\omega(-4)$	-0,0092	-0,3773	0,7060	
-5	∅	$\omega(-5)$	-0,0139	-0,5678	0,5703	
-6	∅	$\omega(-6)$	0,0106	0,4339	0,6644	
-7	∅	$\omega(-7)$	-0,0077	-0,3152	0,7527	
-8	∅	$\omega(-8)$	-0,007	-0,2857	0,7752	
-9	∅	$\omega(-9)$	-0,0140	-0,5717	0,5676	
-10	∅	$\omega(-10)$	0,0285	1,1658	0,2438	

**Tablo 5.** Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi NYSE Tahminleri

<b>Cheung Ve Ng Varyansta Nedensellik Testi NYSE Tahminleri</b>					
<b>Gecikme</b>	<b>Bağımlı Değişken</b>	<b>Bağımsız Değişken</b>	<b>Korelasyon</b>	<b>t-Değeri</b>	<b>Prob</b>
1	$\omega$	$\emptyset$	0,0070	0,2880	0,7734
2	$\omega$	$\emptyset(1)$	0,0534	2,1858	0,0290**
3	$\omega$	$\emptyset(2)$	0,0072	0,2953	0,7678
4	$\omega$	$\emptyset(3)$	-0,0005	-0,0207	0,9835
5	$\omega$	$\emptyset(4)$	-0,0125	-0,5112	0,6093
6	$\omega$	$\emptyset(5)$	0,0259	1,0608	0,2889
7	$\omega$	$\emptyset(6)$	-0,0060	-0,2452	0,8064
8	$\omega$	$\emptyset(7)$	0,0289	1,1823	0,2373
9	$\omega$	$\emptyset(8)$	-0,0069	-0,2829	0,7773
10	$\omega$	$\emptyset(9)$	-0,0268	-1,0971	0,2727

**Tablo 6.** Hafner Herwartz Test İstatistiği tahmini

<b>Hafner Herwartz Test İstatistiği tahmini</b>				
	<b>R2</b>	<b>N.OBS</b>	<b>LMSTAT</b>	<b>PVALUE</b>
Bitcoin den NYSE e	0,999811	1682	1681,682102	0,00000000
NYSE den Bitcoin	0.038624	1682	64,965568	1,48151E-36



## SONUÇ

Bitcoin, yani günümüz piyasa para birimleri ilerleyen teknoloji ile sanal paraya doğru kaymakta ve gerek işlem yükü, gerek üçüncü kişilere olan ihtiyacı ve aradaki yüksek komisyon ücretleri, yeni sanal para birimlerine olan talebi pozitif yönde etkilemektedir. Bu çalışmanın amacı Bitcoin'in piyasa hacmi yüksek olan dünya borsalarına olan etkisinin merak konusu olması nedeniyle Türkiye'ye ve Dünya borsasına olan etkisi araştırılmıştır. Türkiye'de Bitcoin'in yaygın kullanılmaması sonuçları etkilediğinin bir belirtisi olsa da yaptığımız çalışmalar sonucunda ve yapılmış çalışmalar gösteriyor Bitcoin'in büyük dünya borsaların hisse senetlerine etkisi mevcut olup bu borsaların da Borsa İstanbul hisse senetleri üzerinde etkisi bilinmektedir. Bu tez çalışmasının özgün tarafı Bitcoin oynaklığının Borsa İstanbul hisse senetlerine etkisi, çalışmada kullanılan tek değişkenli nedensellik testlerinden Hafner Herwartz ve Cheung Ng nedensellik testi ile yapılan GARCH analizi ve çok değişkenli GARCH analizi olan VEC-GARCH, BEKK-GARCH, DCC-GARCH analizlerinin'de yararlanılmış olmasıdır. Türkiye'de Borsa İstanbul hisse senetlerini etkileyen makro ve mikro çalışmalar mevcut olup Borsa İstanbul hisse senetleri ile Bitcoin arasındaki oynaklık sıçraması etkisinin araştırıldığı ilk çalışmadır. Bu tez çalışmasında New York Borsası hisse senedi fiyatları üzerinde Bitcoin oynaklığının etkisi araştırılmıştır. Bitcoin'deki volatilité Borsa İstanbul hisse senetlerine etkisi görülmezken New York Borsasında anlamlı sonuçlara ulaşılmıştır. Buradan hareketle Bitcoin Borsasındaki düşüş ve yükselişler doğrudan Borsa İstanbul hisse senetlerine etkisi görülmezken New York Borsasında görülen anlamlı etkinin Borsa İstanbul hisse senetlerine dolaylı olarak etkisi gözlemlenebilir. Analizin ilk aşaması Bitcoin üzerinden Türkiye'yi betimlemesi için Borsa İstanbul hisse senetleri verileri baz alınmış serilere durağanlık testi uygulanmış, karşılıklı nedensellikleri araştırılmış ve Bitcoin ve Borsa İstanbul hisse senetleri verilerinin tek ve çok değişkenli test analizi uygulanmış analizlerin tamamında araştırdığımız çalışmadan elde edilen sonuçlar doğrultusunda birbirlerinin karşılıklı ve çapraz olarak nedeni olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Diğer ülkelere olan nedensellik ilişkisini arařtırmak için Dünya borsalarını temsilen Bitcoin ve New York Borsası verileri kullanılmıřtır. Cheung ve Ng ve Hafner Herwartz nedensellik testleri yapılmıř test sonuçlarına göre Cheung Ng test istatistiđi sonucunda New York Borsasından Bitcoin'e anlamlı bir oynaklık yokken Bitcoin 'den New York Borsasına ikinci gecikmede anlamlı bir iliřki olduđu sonucuna ulařılmıřtır. Hafner Herwartz ve çok deđiřkenli analizler sonucunda pozitif bir oynaklık olduđu ve Bitcoin'deki hareketlerin New York Borsasında pozitif ve asimetrik olarak etkileri görölmektedir.



## KAYNAKÇA

- Wiley, Brand (2016). “*Bitcoin for Dummies*”, Prypto, 208 s.
- Andreas, Antonopoulos (2014). “*Mastering Bitcoin*”, O’Reilly, 330 s.
- Andrew, Wagner (2014). “*Digital vs. Virtual Currencies*”, Bitcoin, Ağustos
- Atmaca Davaslıgil, Verda (2018). “Journal of Administrative Sciences”, *Yönetim Bilimleri Dergisi/ Cilt Volume: 16, Sayı / N: 31, ss. / pp. 287-308*
- Ayan, Hamdi (2015). “*Türkiye Şehir Ve Sektör Endeksleriyle Çeşitlendirmede Sektörel Ve Bölgesel Etkilerin Bir Analizi*”, Orta Doğu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Yüksek Lisans Tezi, Ağustos
- Baur Dirk, Dimpfl Thomas (2017). Realized Bitcoin Volatility, *Çevrimiçi <https://papers.ssrn.com/>*, (Son Güncelleme 23.06.2017)
- Baur Dirk, Kuck Thomas (2017). Bitcoin, Gold and the Dollar A Replication and Extension, *Çevrimiçi <https://papers.ssrn.com/>*, (Son Güncelleme 23.06.2017)
- Bauwens, Luc (2012). “*Multivariate Volatility*”, “Belgium University Catholique De Louvain.
- BDDK (2013). “*Basın Açıklaması*” 25 Kasım /32 sayı
- Bhar Ramaprasad, Hamori Shigeyuki (2005). “*Causality in Variance and the Type of Traders in Crude Oil Futures*”, Energy Economics, 27, 527-539
- Bollerslev Tim, Engle Robert ve Wooldridge Jeffrey (1988). “*A Capital Asset Pricing Model With Time-Varying Covariances*”. The Journal of Political Economy,
- Borsa İstanbul. (2013). Accessed at March 27, 2015 from <http://www.borsaistanbul.com/> ( Son Güncelleme 12.12.2018)
- Brooks, Chris (2008). “*Introductory econometrics for finance*”, 2nd edition. Cambridge University Press, New York

- Cheung Yin, Ng Lilian (1996). "A Causality-In-Variance Test And Its Application To Financial Market Prices". Journal Of Econometrics, 72, 33–48.
- Coşkun İnci Oya (2011). "Türkiye Turizm Endüstrisinde Talep Oynaklıklarının Çok Değişkenli GARCH (MGARCH) Modelleri ile Analizi", "Anadolu Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü ", "Doktora Tezi", "Eskişehir
- Çabuk Altan, Özmen Mehmet ve Kökçen Arzu (2011). "Koşullu Varyans Modelleri: İMKB Serileri Üzerine Bir Uygulama", Çukurova Üniversitesi İİBF Dergisi, Cilt:15.Sayı:2.Aralık ss.1-18
- Çadırcı Bülent Diclehan (2013). "Merkez Bankalarının Döviz Politikalarında Opsiyon Borsalarını Kullanabilirliği", "Bilecik Şeyh Edebali Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü ", "Yüksek Lisans Tezi ", "Bilecik
- Çevik Emrah İsmail, Korkmaz Turhan (2009). "Reel Kesim Güven Endeksi İle İMKB 100 Endeksi Arasındaki Dinamik Nedensellik İlişkisi", "İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi", "Cilt/Vol:38, Sayı/No:1, 24-37
- Çevik Emrah İsmail, Pekkaya Mehmet (2007). "Spot Ve Vadeli İşlem Fiyatlarının Varyansları Arasındaki Nedensellik Testi", "Dokuz Eylül Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi", "Cilt:22 Sayı:2, ss:49-66
- Engle Robert, Kroner Kenneth (1995). "Multivariate Simultaneous Generalized ARCH". Econometric theory, 11(01), 122-150.
- Engle Robert, Sheppard Kevin (2001). "Theoretical and Empirical Properties of Dynamic Conditional Correlation Multivariate GARCH" Cambridge: National Bureau of Economic Research. (No: 8554).
- Erdoğan, Niyazi (1993). "Uluslararası İşletmelerde Mali Risk Ve Yönetimi Ve Çağdaş Finansman Teknikleri", "Ankara", "Mü-Ka Matbaacılık
- Ergin Nur Sefa (2016). "Döviz Kuru Volatilitesi Ve Garantisiz Faiz Oranı Paritesinin Geçerliliğinin Panel GARCH Modelleri ile Analizi", "Marmara Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü", "Yüksek Lisans Tezi" İstanbul

- Ersoy, Ersan (2011). “*Spot ve Vadeli İşlem Piyasaları Arasındaki Fiyat ve Volatilite İlişkisi: İMKB-VOB Örneği*”,” Erciyes Üniversitesi Sosyal Bilimler”,” Doktora Tezi”, Şubat
- European Banking Authority (2014). "*EBA Opinion on virtual currencies (PDF)*" 46 s.
- European Central Bank (2012). "*1.Virtual Currency Schemes (PDF)*.”, Frankfurt am Main: European Central Bank, 55 s.
- European Central Bank (2015). “*Virtual Currency Schemes – a further analysis (PDF)*”, Frankfurt am Main: European Central Bank, 37 s.
- Gebka Bartosz, Serwa Dobromil (2007). “*Intra-And Inter-Regional Spillovers between Emerging Capital Markets around the World*” Research in International Business and Finance,21(2),203-221
- Güloğlu Bülent, Kaya Pınar ve Aydemir Resul (2016). “*Volatility transmission among Latin American stock markets under structural breaks*”, Physica A: Statistical Mechanics and its Applications,462:330,340.
- Hafner Herwartz (2006). “*A Lagrange Multiplier Test For Causality In Variance*”,” Catholic University of Louvain, Louvain-la-Neuve, Belgium”,”Eylül
- Hancı Görkem (2014). *Üretim Ekonomisi Kongresi*, 21-22 Mart 2014, Kredi Temerrüt Takasları Ve Bist-100 Arasındaki İlişkinin İncelenmesi
- Harman Berat (2017) “*Petrol Fiyatlarındaki Oynaklığın Doğalgaz Fiyatları Üzerindeki Etkilerinin Çok Değişkenli GARCH Analizi İle İncelenmesi*”,” Cumhuriyet Üniversitesi Sosyal Bilimler”, Yüksek Lisans Tezi
- Haşlak Şüheda (2018). “*Bitcoin Piyasasındaki Oynaklığın Analizi*”,” Çankaya Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü”,” Eylül
- Henry Olan, Olekalns Nilss ve Rajith Lakshman (2007).“*Identifying Interdependencies between South-East Asian Stock Markets: A Non-Linear Approach*”, Australian Economic Papers, 468(2): 122-135.

- Kaltalıođlu, Muge (2010). “Gıda ve Petrol Fiyatları Arasındaki Etkileşim”,” Orta Dođu Teknik Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü”,” Aralık
- Karaduman, Tuđba (2014). “Bist-100 Endeksinin Uluslararası Hisse Senedi Piyasalarıyla Oynaklık Etkileşiminin GARCH-BEKK Yöntemi İle Analizi, Yüksek Lisans Tezi, Bülent Ecevit Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü, Zonguldak
- Karlık, Rıdvan Sadık (2002). “Türkiye Ekonomisi”,”İstanbul”,”Beta.
- Ken, Griffith (2014). “A Quick History of Cryptocurrencies BBTC Before(<https://bitcoinmagazine.com/articles/quick-history-cryptocurrencies-bbtc-bitcoin-1397682630/>) (Son Güncelleme 29,03,2019)
- Kıpıcı Ahmet, Kesriyeli Mehtap (1997). “Reel Döviz Kuru Tanımları Ve Hesaplama Yöntemleri”, T.C. Merkez Bankası Araştırma Genel Müdürlüğü Çalışma Tebliđleri, [www.Tcmb.Gov.Tr/Yeni/Evds/Yayın/Reel-Efktf/Redkhesaplama:Pdf](http://www.Tcmb.Gov.Tr/Yeni/Evds/Yayın/Reel-Efktf/Redkhesaplama:Pdf)
- Kıraç, Fatih (2015). “Küresel Krizin Bulaşma Etkisi: Menkul Kıymet Borsaları Üzerine Bir Uygulama”,” Dumlupınar Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü”,” Doktora Tezi”
- Kirchgassner Gebhard, Wolters Jürgen (2007). “Introduction To Modern Time Series Analysis”,” Berlin, Germany
- Kutlar Selami ve Torun Hakan (2012). “İMKB 100 Endeksi Günlük Getirileri İçin Uygun Genelleştirilmiş Farklı Varyans Modelinin Seçimi” Erciyes Üniversitesi İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi Dergisi, Sayı: 42, Temmuz-Aralık 2013 ss. 1-24
- Merkez Bankası (2018). Elektronik Veri Dağıtım Sistemi İnternet Adresi: [https://Evds2.Tcmb.Gov.Tr/Index.Php?/Evds/Seriemarket/#Collapse\\_2](https://Evds2.Tcmb.Gov.Tr/Index.Php?/Evds/Seriemarket/#Collapse_2)
- Mikal, Belicove (2014). <https://www.entrepreneur.com/article/232118> (Erişim 29,03,2019)

- Öztürk, Beyamil (1997-2006). “*Makro Ekonomik Faktörlerin İstanbul Menkul Kıymetler Borsası Ulusal-100 Endeksi Ve Volatilitesi Üzeri İndeksi Etkilerinin İncelenmesi*”
- Öztürk, Kevser (2010). “*Döviz Kuru Oynaklığı Ve Döviz Kuru Oynaklığının Faiz Oranı Oynaklığı İle Olan İlişkisi Türkiye Örneği*,” Türkiye Cumhuriyet Merkez Bankası Piyasalar Genel Müdürlüğü “,”Uzmanlık Yeterlilik Tezi”,” Nisan 2010
- Öztürk, Nazım (2014). “*Para Banka Kredi*”, Bursa: Ekin
- Sadorsky, Perry (2012). “*Correlations and Volatility Spillovers Between Oil Prices and The Stock Prices of Clean Energy and Technology Companies*”. Energy Economics, 34(1), 248-255. doi: 10.1016/j.eneco.2011.03.006
- Satoshi, Nakamoto (2009). “*Bitcoin: A Peer-to-Peer Electronic Cash System* ”(Erişim 20.12.2019)
- Sattary, Ali (2014). “*Petrol Fiyatları İle Hisse Senedi Getirileri Arasında Oynaklık Geçişkenliğinin Analizi Ve Portföy Yönetimine Yansımaları*,”
- Soytaş Uğur, Oran Adil (2011). “*Volatility spillover from world oil spot markets to aggregate and electricity stock index returns in Turkey*”, Applied energy, 88(1): 354-360.
- Szetela Beata, Mentel Grzegorz ve Gedek Stanislaw (2016). “*Dependency Analysis Between Bitcoin and Selected Global Currencies. Dynamic Econometric Models*”, 16, 133-144.
- Şener Ahmet vd. (2013). *Selçuk Üniversitesi İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi Sosyal Ve Ekonomik Araştırmalar Dergisi* (The Journal Of Social And Economic Research) ISSN: 1303 – 8370 / Ekim 2013 / Yıl: 13 / Sayı: 26
- Trujillo-Barrera Andres, Mallory Mindy ve Garcia Philip (2012). “*Volatility Spillovers in U.S. Crude Oil, Ethanol, and Corn Futures Markets*”. Journal of Agricultural and Resource Economics, 37(2), 247-262.
- Tsay, Ruey (2005). “*Analysis of Financial Time Series*”, Wiley Interscience.

- Tsay, Ruey (2005). "*Analysis Of Financial Time Series*", Hobokeni, N.J: Wiley
- Tse Yiu Kuen, Tsui Albert (2000). "A *Multivariate GARCH Model With Time-Varying Correlations*". Available at SSRN 250228.
- Ünsal, Erdal (2004). "*Makro İktisat*". Ankara: Turhan.
- Yalaman Öz, Gamze (2015). "*Kayıt Dışı Ekonominin Belirleyicileri Ve Yayılım Etkileri*", Eskişehir Osmangazi Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü", Doktora Tezi"
- Yapraklı, Sevda (2018). "*Petrol Fiyatlarının Altın Fiyatları Üzerindeki Doğrudan Ve Dolaylı Etkileri: Ekonometrik Bir Araştırma*", Atatürk Üniversitesi, İktisadi Ve İdari Bilimler Fakültesi, Ekonomi Bilimleri Dergisi, Cilt 10, No 1, ISSN: 1309-8020
- Yaşar, Gök (2013). "*Endeks Futures Ve Spot Piyasalarda Fiyat Keşfi Volatilite Yayılımı Ve Uluslararası Etkileşimle*", Süleyman Demirel Üniversitesi Sosyal Bilimler Enstitüsü", Doktora tezi"

## EKLER

### Ek 1. BİST: BİTCOİN ARMA(0,0) GARCH(1,1) ve BIST 100 ARMA(0,0) GARCH(1,1)

BİST: BİTCOİN ARMA(0,0) GARCH(1,1) ve BIST 100 ARMA(0,0) GARCH(1,1)		
PARAMETRELER	BİTCOİN	BIST 100
KALINTILARIN KARESİ	0.170847 [ 12.42326] (0.0000)	0.074544 [7.212568] (0.0000)
GARCH	0.798082 [ 67.89997] (0.0000)	0.868475 [ 37.49952] (0.0000)

### Ek 2. BIST FULL VECH Modeli Sonuçları

BİST FULL VECH Modeli Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Anlamlılık Değeri
B(1,1)(1)	0.6424	4.9691e-04	1292.75767	0.00000000
B(1,1)(3)	-0.2402	0.0549	-4.37806	0.00001197
B(2,2)(1)	-2.3329e-04	5.9870e-04	-0.38966	0.69679036
B(2,2)(3)	0.6497	7.0573e-03	92.06057	0.00000000
D(1,1)(1)	0.0340	0.0148	2.30121	0.02137995
D(1,1)(3)	-0.1038	1.5355e-03	-67.61500	0.00000000
D(2,2)(1)	1.6029e-04	3.6788e-04	0.43572	0.66303738
D(2,2)(3)	0.0311	8.7987e-03	3.53420	0.00040901

B katsayısı GARCH etkisini, D katsayısı asimetrik etkiyi ifade etmektedir

### Ek 3. BİST BEKK GARCH Modeli Sonuçları

BİST BEKK GARCH Modeli Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Anlamlılık Değeri
A(1,2)	-0.000810016	0.008041808	-0.10073	0.91976828
A(2,1)	0.075863326	0.106276955	0.71383	0.47533436
A(2,2)	-0.028108825	0.038291220	-0.73408	0.46289988
B(1,1)	0.893131946	0.015944036	56.01668	0.00000000
B(1,2)	-0.000625478	0.004083578	-0.15317	0.87826499
B(2,1)	0.012860864	0.069710667	0.18449	0.85362971
B(2,2)	0.936326057	0.017607761	53.17689	0.00000000
D(1,1)	-0.016388472	0.081346763	-0.20146	0.84033551
D(1,2)	-0.037415559	0.010921403	-3.42589	0.00061278
D(2,1)	-0.060336510	0.124163751	-0.48594	0.62700755
D(2,2)	0.339306185	0.044527464	7.62016	0.00000000

C değişkenleri sabit parametreyi, A değişkeni ARCH etkisini, B katsayısı GARCH etkisini, D katsayısı asimetrik etkiyi ifade etmektedir

### Ek 4. BİST DCC GARCH Analizi Sonuçları

BİST DCC GARCH Analizi Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Anlamlılık Değeri
C(1)	1.1350e-05	4.8455e-06	2.34235	0.01916249
C(2)	8.6612e-05	2.1940e-05	3.94759	0.00007894
A(1)	-0.0172	8.2083e-03	-2.10026	0.03570590
A(2)	0.1867	0.0279	6.68241	0.00000000
B(1)	0.8964	0.0416	21.56274	0.00000000
B(2)	0.8032	0.0298	26.94766	0.00000000
D(1)	0.1153	0.0305	3.78057	0.00015647
D(2)	-0.0263	0.0290	-0.90743	0.36418143
DCC(A)	0.0171	0.0313	0.54592	0.58512290
DCC(B)	-0.0500	0.0334	-1.49763	0.13422938

C değişkenleri sabit parametreyi, A değişkeni ARCH etkisini, B katsayısı GARCH etkisini, D katsayısı asimetrik etkiyi ifade etmektedir



## Ek 5. NYSE FULL VECH GARCH Analizi Sonuçları

### Bitcoin NYSE Sonuç Tabloları

NYSE FULL VECH GARCH Analizi Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Anlamlılık Değeri
B(1,1)(1)	0.642938415	0.008935626	71.95225	0.00000000
B(1,1)(3)	-0.000495403	0.000118108	-4.19451	0.00002735
B(2,2)(1)	-1.028742398	0.026700845	-38.52846	0.00000000
B(2,2)(3)	0.814589147	0.011374560	71.61500	0.00000000
D(1,1)(1)	0.185092915	0.014170421	13.06192	0.00000000
D(1,1)(3)	0.000686532	0.000165556	4.14683	0.00003371
D(2,2)(1)	0.297954414	0.183413488	1.62450	0.10427007
D(2,2)(3)	0.099161990	0.010268988	9.65645	0.00000000

C değişkenleri sabit parametreyi, A değişkeni ARCH etkisini, B katsayısı GARCH etkisini, D katsayısı asimetrik etkiyi ifade etmektedir

## Ek 6. NYSE FULL BEKK GARCH Analizi Sonuçları

NYSE FULL BEKK GARCH Analizi Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Anlamlılık Değeri
C(1,1)	0.002023196	0.000207741	9.73905	0.00000000
C(2,1)	0.000318683	0.000661035	0.48210	0.62973775
C(2,2)	0.004391840	0.000690248	6.36270	0.00000000
A(1,1)	0.473771653	0.032252770	14.68933	0.00000000
A(1,2)	0.183993142	0.085957538	2.14051	0.03231341
A(2,1)	-0.000726747	0.003084708	-0.23560	0.81374559
A(2,2)	0.348633691	0.022117196	15.76301	0.00000000
B(1,1)	0.842255002	0.021548145	39.08712	0.00000000
B(1,2)	-0.108607470	0.040751898	-2.66509	0.00769678
B(2,1)	-0.000352827	0.001047679	-0.33677	0.73629030
B(2,2)	0.941594012	0.006486540	145.16122	0.00000000
D(1,1)	0.471779887	0.032376991	14.57146	0.00000000
D(1,2)	0.198774690	0.109621638	1.81328	0.06978869
D(2,1)	0.013996312	0.005717357	2.44804	0.01436361
D(2,2)	-0.033349118	0.069197635	-0.48194	0.62984847

C değişkenleri sabit parametreyi, A değişkeni ARCH etkisini, B katsayısı GARCH etkisini, D katsayısı asimetrik etkiyi ifade etmektedir.

### Ek 7. NYSE DCC GARCH Analizi Sonuçları

NYSE DCC GARCH Analizi Sonuçları				
Değişkenler	Katsayı	Standart Hata	t-İstatistiği	Anlamlılık Değeri
C(1)	1.7013e-05	1.2586e-06	13.51739	0.00000000
C(2)	8.1312e-04	2.4394e-05	33.33319	0.00000000
A(1)	0.1585	0.0109	14.49582	0.00000000
A(2)	0.0837	4.6403e-03	18.03847	0.00000000
B(1)	0.4056	0.0155	26.16067	0.00000000
B(2)	0.4179	9.2982e-03	44.94545	0.00000000
D(1)	0.1744	0.0317	5.49891	0.00000004
D(2)	-2.1583e-03	0.0191	-0.11313	0.90992821
DCC(A)	-0.0105	1.6837e-06	-6259.36419	0.00000000
DCC(B)	0.5092	7.9199e-03	64.29450	0.00000000

C değişkenleri sabit parametreyi, A değişkeni ARCH etkisini, B katsayısı GARCH etkisini, D katsayısı asimetrik etkiyi ifade etmektedir. DCC değişkeni ise iki değişkenin korelasyon katsayısını ifade etmektedir.

## Ek 8. BIST AKAIKE VE SCHWARZ Bilgi Kriterleri Test İstatistikleri

BIST AKAIKE VE SCHWARZ Bilgi Kriterleri Test İstatistikleri						
		ARMA(0,0)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)
ARMA(0,0)	AAIC	-5.747854*	-5.745354	-5.744509	-5.745972	-5.745774
	SSC	-5.744167*	-5.734295	-5.729764	-5.727540	-5.723656
MA(1)	AAIC	-5.745340	-5.744028	-5.743769	-5.745143	-5.745656
	SSC	-5.734281	-5.729283	-5.725337	-5.723026	-5.719852
MA(2)	AAIC	-5.744656	-5.743974	-5.747231	-5.745055	-5.744294
	SSC	-5.729911	-5.725542	-5.725113	-5.719251	-5.714803
MA(3)	AAIC	-5.745871	-5.744966	-5.745078	-5.744626	-5.743149
	SSC	-5.727439	-5.722849	-5.719274	-5.715136	-5.709973
MA(4)	AAIC	-5.745496	-5.745019	-5.743694	-5.742965	-5.742625
	SSC	-5.723379	-5.719215	-5.714204	-5.709789	-5.705762

## Ek 9. BİTCOİN AKAIKE VE SCHWARZ Bilgi Kriterleri Test İstatistikleri

BİTCOİN AKAIKE VE SCHWARZ Bilgi Kriterleri Test İstatistikleri						
		ARMA(0,0)	AR(1)	AR(2)	AR(3)	AR(4)
ARMA(0,0)	AAIC	-3.282261	-3.279477	-3.278441	-3.279294	-3.280795
	SSC	-3.278574	-3.268418	-3.263696	-3.260863	-3.258677
MA(1)	AAIC	-3.279476	-3.278629	-3.280321	-3.279624	-3.279818
	SSC	-3.268417	-3.263884	-3.261889	-3.257506	-3.254014
MA(2)	AAIC	-3.278423	-3.280374	-3.278763	-3.278516	-3.278516
	SSC	-3.263677	-3.261942	-3.256646	-3.249026	-3.249026
MA(3)	AAIC	-3.279321	-3.279575	-3.278275	-3.278166	-3.284183
	SSC	-3.260890	-3.257457	-3.252471	-3.248676	-3.251006
MA(4)	AAIC	-3.280626	-3.279620	-3.278219	-3.284299	-3.276771
	SSC	-3.258508	-3.253816	-3.248729	-3.251122	-3.239908



## ÖZ GEÇMİŞ

### KİŞİSEL BİLGİLER

Adı Soyadı : İlkhan ASLAN  
Uyruğu : Türkiye  
Doğum Tarihi ve Yeri : 01/05/1992-MELİKGAZİ  
e-posta : ilkhanaslan@gmail.com

### EĞİTİM

Derece	Kurum	Mezuniyet Yılı
Lisans	Sivas Cumhuriyet Üniversitesi	2015
Yüksek Lisans	Sivas Cumhuriyet Üniversitesi	-

### İŞ TECRÜBESİ

Tarih	Kurum	Görev
-------	-------	-------

### YABANCI DİL BİLGİSİ

Yabancı Dilin Adı KPDS ( ) ÜDS ( ) TOEFL ( ) EILTS ( )