



2011-2015 YILLARI ARASINDA BİST 30 ENDEKSİ VE BİST 30 ENDEKS VADELİ İŞLEM SÖZLEŞMELERİ ARASINDAKİ VOLATİLİTE İLİŞKİSİNİN İRDELENMESİ

Müge İŞERİ*
Murat KAÇMAZER**

Özet

Vadeli piyasalarda işlem gören enstrümanların, spot piyasalarda ortaya çıkan risklere karşı koruma sağlamak için oluşturulması vadeli ve spot piyasa arasındaki etkileşimin temelini oluşturmaktadır. Literatürde iki piyasa arasındaki etkileşim, vadeli piyasadaki işlemlerin spot piyasadaki volatilitiyi azalttığı, spot piyasaya derinlik kazandırdığı ve fiyat oluşumunda öncülük ettiği şeklinde yer almaktadır. Bu çalışmada, Türkiye'de vadeli ve spot piyasa arasındaki volatilitate ilişkisi 2011-2015 yıllarını kapsayan dönemde, BIST30 endeksi ve BIST30 endeks vadeli işlem sözleşmesi örneğinde ele alınmıştır. Vadeli ve spot piyasa arasındaki volatilitate ilişkisi GARCH Modeli, TARARCH Modeli, EGARCH Modeli ve PARCH Modeli gibi ekonometrik yöntemler kullanılarak değerlendirilmiştir. Araştırmada elde edilen sonuçlara göre 2011-2015 yıllarını kapsayan dönemde vadeli piyasaların spot piyasadaki volatilitiyi azalttığı anlaşılmıştır.

Anahtar Kelimeler: *Vadeli Piyasa, Spot Piyasa, GARCH Modeli, TARARCH Modeli, EGARCH Modeli, PARCH Modeli*

JEL Sınıflaması: *G0, G10*

EXAMINING VOLATILITY RELATIONSHIP BETWEEN BIST30 INDEX AND BIST30 EQUITY INDEX FUTURES IN THE PERIOD OF 2011-2015

Abstract

Creation of futures market instruments with the aim of providing protection against the risks arise out of spot markets, is the basis of the interaction between spot and futures markets. Interaction between these two markets takes part in literature as follows: transactions in futures market reduce volatility of spot market, increase market depth and lead price formation in spot markets. This study investigates availability of volatility relationship between spot and futures markets in Turkey in the period of 2011-2015

* Prof. Dr., İstanbul Kültür Üniversitesi, İktisadi ve İdari Bilimler Fakültesi, m.iseri@iku.edu.tr

** Denetçi, Borsa İstanbul A.Ş., murat.kacmazer@borsaistanbul.com

BIST30 index and BIST30 equity index future contracts by taking into consideration their high transaction volume. Volatility relationship between spot and futures markets is analyzed by using GARCH Model, TARCH Model, EGARCH Model and PARCH Model. Results of application study suggest that futures markets decrease volatility of spot markets in the period of 2011-2015.

Keywords: *Futures Market, Spot Market, GARCH Model, TARCH Model, EGARCH Model, PARCH Model.*

JEL Classification: *G0, G10*

I. Giriş

Küreselleşme ile birlikte spot piyasalarda ortaya çıkan riskler, yatırımcıları risklerin yönetilebildiği mekanizmalara sahip piyasalara, diğer bir deyişle vadeli piyasalara yönlendirmiştir. Bu durum spot ve vadeli piyasa etkileşimini geçmişe göre son otuz yıllık süreçte çok daha önemli bir konuma getirmiş ve yatırımcıların, akademisyenlerin ve diğer piyasa katılımcılarının modern finans teorisiyle ilişkili uygulama çalışmalarının ana merkezine oturtmuştur. Vadeli piyasalarda işlem gören enstrümanların, spot piyasalarda ortaya çıkan risklere karşı koruma sağlama amaçları ile oluşturulmaları vadeli ve spot piyasa arasındaki ilişkinin temelini oluşturmaktadır. Bu kapsamda, vadeli ve spot piyasa arasındaki ilişkinin/etkileşimin niteliği, hangi piyasanın “yeni bilgi”yi daha hızlı işleyerek fiyat oluşumunu gerçekleştirdiği yahut spot piyasa fiyat hareketlerinin vadeli piyasadaki işlemlerden ne ölçüde etkilendiği gibi hususların araştırılması önem kazanmıştır. Pek çok açıdan ele alındığında çok boyutlu olan vadeli ve spot piyasa arasındaki etkileşimin tanımlanması ve ölçülmesi konusunda gerek gelişmiş ekonomiler gerekse gelişmekte olan ekonomiler üzerinde çok sayıda araştırma yapılmıştır.

Literatürde iki piyasa arasındaki etkileşim temel olarak öncül-ardıl ilişkisi, volatilité ilişkisi ve likidite ilişkisi açılarından incelenmiştir. Yapılan incelemeler sonucunda, vadeli piyasadaki işlemlerin spot piyasadaki volatilitéyi azalttığı, spot piyasaya derinlik kazandırdığı ve vadeli piyasaların fiyat oluşumunda öncülük ettiği şeklinde bazı sonuçlara ulaşılmış ancak, spot ve vadeli piyasa arasındaki etkileşim, sermaye piyasalarının derinliği, piyasaların bulunduğu ekonominin gelişmişlik düzeyi ve piyasa araçlarının yapısal özellikleri gibi başka faktörlerden de etkilenmektedir. Bu yüzden konuya ilişkin olarak çeşitli hipotezlerin piyasa verileriyle ampirik olarak sınanması ve değerlendirilmesi gerekmektedir.

Volatilité (oynaklık) bir değişkenin ortalama değerine göre çok yüksek artış ve azalışlar göstermesidir. Finansal piyasalarda volatilitéyi, getiriye temsil eden zaman serisinin varyansı olarak tanımlayabiliriz. Diğer bir ifadeyle volatilité, finansal varlıkların fiyatlarının ortalama değer etrafındaki dalgalanmalarının büyüklüğünün ve sıklığının ölçüsüdür¹. Düşük işlem maliyetleri,

¹ Beyamil Öztürk, “İMKB ile VOB Arasındaki Etkileşimin İMKB-30 ve İMKB-100 Bağlamında İrdelenmesi ve Elde Edilen Sonuçların VOB Bünyesinde Gerçekleştirilen İşlemlerin Gözetimi–Denetimi Açısından Değerlendirilmesi”, Ankara, Sermaye Piyasası Kurulu, 2008, s.29, (Uzmanlık Yeterlik Etüdü)

teminat oranları ve yüksek kaldıraç etkisi vadeli piyasaları spekülörlere cazip hale getirmiştir. Spekülörlerin vadeli işlem piyasasındaki rolü bazı araştırmacılara göre spot piyasadaki volatilité ve istikrassızlıkların sebebi olarak düşünülür. Çünkü volatilité tehlikeli ve kötüdür, bireysel ve kurumsal yatırımcıları spot piyasalardan uzaklaştırır. Diğer taraftan, volatilitéyle piyasalara bilgi akımı arasında bir bağ vardır. Bir piyasanın en önemli işlevi bir varlık hakkındaki bütün bilgileri o varlığın fiyatına tam ve doğru biçimde yansıtmaktır. Dolayısıyla bilgide ortaya çıkan değişiklikler fiyata yansır. Bu açıdan bakıldığında spot piyasalarda ortaya çıkan yüksek volatilité artan bilgi akışının fiyatlara yansması şeklinde de oluşabilir. Sonuçta, vadeli işlem sözleşmelerinin alım/satımıyla birlikte bilgi akımında bir artış meydana gelirse, spot piyasada volatilitenin yükselmesi beklenir².

Genel olarak, vadeli piyasa spot piyasa ilişkisine dair üç görüş ortaya atmıştır. İlk görüşe göre vadeli piyasaların spot piyasayı olumlu yönde etkilediği, spot piyasadaki fiyat oynaklığını azalttığı ve bilgisel etkinliği arttırdığı yönündedir. İkinci görüşe göre vadeli piyasanın spot piyasayı olumsuz etkilediği ve spot piyasadaki fiyat oynaklığını arttırdığıdır. Son görüşe göre ise vadeli piyasanın spot piyasada fiyat oynaklığını arttırdığı ve bilgisel etkinliğin arttığı şeklindedir³. Yapılan bazı çalışmalarda vadeli piyasanın spot piyasa oynaklığı üzerindeki etkisini ampirik olarak ölçmek için spot piyasa oynaklığı vadeli işlem öncesi ve sonrası karşılaştırılmıştır. Örneğin, Aydoğan (1998)⁴ göre sonuç belirsizdir, bazı araştırmacılara göre oynaklıkta herhangi bir değişiklik yoktur, bazılarına göre ise spot piyasada oynaklık artmıştır⁴. Bazı araştırmacılar ise aynı anda birden fazla ülke üzerinde araştırma yapmış ve bir liste halinde ülkelerle ilgili sonuçları karşılaştırmıştır. Bu sonuçlara göre bazı ülkelerde spot piyasada oynaklığın azaldığı, bazı ülkelerde arttığı ve bazı ülkelerde ise oynaklığın değişmediği yönünde üç farklı bulguya ulaşmıştır. Söz konusu araştırma sonuçlarının farklı olmasında vadeli piyasa ile spot piyasa arasındaki ilişkiyi etkileyen bazı faktörlerin önemli rol oynadığı görülmüştür. Bu faktörlere spekülörlerin riske bakış açısı, likidite kısıtları, işlem maliyetleri ve diğer makroekonomik göstergeler örnek verilebilir. Sonuç olarak, konuya ilişkin genel kabul görmüş yaklaşım vadeli piyasaların spot piyasaları olumlu etkilediği, bilgisel etkinliği arttırdığı, fiyat oynaklığını azalttığı ve piyasa derinliğini arttırdığı şeklindedir⁵.

Bu çalışmanın temel amacı, Türkiye’de vadeli ve spot piyasa etkileşimini, yüksek işlem hacmi özellikleri göz önünde bulundurularak BIST30 endeksi ve BIST30 endeks vadeli işlem sözleşmesi örneğinde, ekonometrik yöntemlerle inceleyerek literatürde ileri sürülen değişik hipotezlerin ülkemiz piyasa verileri ile sınanması ve analiz sonuçlarından elde edilen verilerin değerlendirilmesidir. Bu amaçla, BIST30 endeksi ve BIST30 endeks vadeli işlem sözleşmesi arasında herhangi bir volatilité ilişkisi olup olmadığı hususu ekonometrik yöntemlerle analiz edilmiştir. Bu kapsamda, vadeli ve spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisi, 2011-2015 yıllarını kapsayan dönemde başta GARCH modeli olmak üzere diğer modellerle analiz edilmiştir.

² K. Aydoğan, “Spot ve Vadeli İşlem Piyasaları İlişkisi Üzerine Bir Not”, **İMKB Dergisi** Cilt: 2, Sayı: 5, 1998, s. 16.

³ M. K. Yılmaz, “Vadeli Piyasa-Spot Piyasa Etkileşimi”, **Active Dergisi**, Cilt: 3, Sayı: 16, 2001,s.80.

⁴ Aydoğan, a.g.m.,17.

⁵ Yılmaz, a.g.m.,80.

Dönem olarak 2011-2015 seçilmesinin sebebi, bu dönemde ülkemizde vadeli ve spot piyasalarda hızlı bir değişim ve dönüşümün yaşanmasıdır. 30/12/2012 tarihli ve 28513 sayılı Resmi Gazete’de yayımlanarak yürürlüğe giren 6362 Sayılı Sermaye Piyasası Kanunu ile Borsa İstanbul A.Ş.’nin kurulması ile Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası 28 Mayıs 2013 tarihinde tüm paylarını Borsa İstanbul A.Ş.’ye devretmiş, 5 Ağustos 2013 tarihi itibarıyla de Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsası bünyesinde bulunan tüm vadeli piyasalar Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasında işlem görmeye başlamıştır. Diğer bir deyişle 5 Ağustos 2013 tarihi itibarıyla Türkiye’deki tüm vadeli işlem ve opsiyon sözleşmeleri Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasında tek bir alım-satım platformunda işlem görmeye başlamıştır. Dolayısıyla çalışmamızda BIST 30 endeks vadeli işlem sözleşmesinin spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini, Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının kuruluş tarihi olan 05.08.2013 gününden önceki yaklaşık 2 yıllık dönem (22.06.2011-05.08.2013) ile sonraki yaklaşık 2 yıllık dönem (06.08.2013-15.09.2015) analiz kapsamına alınmıştır. Böylece sermaye piyasalarımızdaki önemli bir haberin yani Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının kuruluşunun spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisinin nasıl olduğu ortaya çıkarılmaya çalışılmıştır.

2.Literatür Çalışmaları

2.1.Dünyada Yapılan Çalışmalar

Bu alanda yapılan en belirgin çalışmalardan biri 1991 yılında Kalok Chan ve arkadaşları tarafından gerçekleştirilmiştir. Çalışmada, spot endeks ve vadeli endeks arasındaki gün içi getiri ve getiri volatilitesini araştırmak için S&P 500 spot endeksi ve S&P 500 vadeli endeks sözleşmesi gün içi 5 dakikalık verileri, 1984-1989 dönemi için ARCH-GARCH yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda, spot endeks ve vadeli endeks getiri volatilitesi arasında güçlü bir bağlantı olduğu, spot veya vadeli piyasalardan birinde belirlenen fiyat sayesinde diğerindeki değişkenliğin tahmin edilebildiği ve bu ilişkinin getiri değerlerinin çok zayıf olduğu dönemlerde bile var olduğu şeklinde bulgulara ulaşılmıştır⁶. Beş yıl sonra 1996’da, Gregory Koutmos ve Michael Tucker tarafından S&P 500 endeksi ile endeks vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisi 1984-1993 dönemi için günlük veriler kullanılarak EGARCH yöntemi ile analiz edilmiştir. Çalışma sonucunda volatilité ilişkisinin vadeli piyasadan spot piyasaya aktarıldığı, vadeli piyasalardan kaynaklanan inovasyonların hisse senedi piyasasındaki volatilitéyi (örneğin kötü haberlerin volatilitéyi iyi haberlerden daha fazla artırması gibi) asimetrik şekilde artırdığı ancak hisse senedi piyasasındaki inovasyonların vadeli piyasanın volatilitesi üzerinde etkisinin bulunmadığı ortaya çıkmıştır⁷. Aynı yıl, Yoshio Iihara ve arkadaşları NSA Endeksi ile vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisini 1989-1991 dönemine ait 5 dakikalık verileri AR-GARCH modeli ile analiz etmişlerdir. Çalışma sonucunda vadeli piyasada oluşan inovasyonların spot piyasa

⁶ K. Chan , K. C. Chan and G. A. Karolyi, “Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets”, *The Review of Financial Studies*, Vol.4, Issue 4, 1991, p. 657-684.

⁷ G. Koutmos and M. Tucker, “Temporal Relationships and Dynamic Interactions Between Spot and Futures Stock Markets”, *The Journal of Futures Markets*, Vol.16, Issue 1, 1996, p. 55-69.

volatilitesi üzerinde etkili olduğu anlaşılmıştır⁸. 2002 yılında Ching-Chung Lin ve arkadaşları tarafından Tayvan TAİEX endeksi ile endeks vadeli işlem sözleşmesi arasındaki getiri ve volatilité ilişkisi gün içi 5 dakikalık veriler kullanılarak VECM-EGARCH modeli ile 1999-2000 dönemi için analiz edilmiştir. Sonuçlara göre fiyatın spot piyasada olduğu, piyasalar arasındaki volatilité ilişkisinin spot piyasadan vadeli piyasaya doğru tek yönlü olduğu bulgularına ulaşılmıştır⁹. Aynı yıl, Lafuente, GARCH modeli ile saatlik veriler kullanarak, 1993'den 1996'ya kadar olan süreçte İspanyol IBEX 35 endeksi ve endeks vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisini tespit etmeye çalışmıştır. Çalışma sonucunda, spot ve vadeli piyasa volatiliteleri arasında çift yönlü pozitif bir etki olduğu, volatilité aktarımının her iki piyasa tarafından da gerçekleştirildiği ortaya çıkarılmıştır¹⁰. Ryoo ve Smith araştırmalarında Kore KOSPI 200 endeks vadeli işlem sözleşmesinin işleme açılmasının Kore spot piyasası üzerindeki volatilité ilişkisini 1993-1998 dönemi için gün sonu verileri kullanarak incelemiştirlerdir. Çalışma sonucunda, vadeli piyasa yansıdığı spot piyasa işlemlerini hızlandırdığı ve vadeli işlem sözleşmesinin spot piyasa volatilitesini artırdığı anlaşılmıştır¹¹. Singh ve Bhatia ise National Stock Exchange'de vadeli işlemlerin başlamasından 5 yıl öncesini ve 5 yıl sonrası kapsayan Ekim 1995–Mart 2005 yılları arasında Hindistan'daki vadeli işlemlerin spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini GARCH modeli ile incelemiştir. İnceleme sonuçları vadeli işlemlerin başlamasından sonra spot endeksin günlük volatilitesinde küçük fakat istatistikî olarak belirgin bir düşme olduğunu, spot piyasanın türev araç sonrası dönemde bilgiyi daha çabuk absorbe ettiğini ve volatilitenin süreklilik seviyesini düşürdüğünü göstermiştir¹². Manolis ve arkadaşları Yunanistan'daki vadeli ve spot piyasa arasındaki volatilité ilişkisini açıklamak için FTSE/ATHEX-20 endeksi ile FTSE/ATHEX Mid-40 endeks sözleşmelerinin Şubat 2000-Haziran 2003 dönemine ait günlük verilerini, VECM-GARCH yöntemleri ile analiz etmiştir. Çalışma sonucunda vadeli piyasa volatilitesinin spot piyasasına bilgi aktardığı (tersi doğru değildir) ve yeni piyasa bilgilerinin vadeli piyasada spot piyasaya göre daha hızlı yayıldığı bulgularına ulaşılmıştır¹³. Karmakar, Hindistan S&P CNX Nifty Endeksi ve Nifty vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisini 2000-2007 dönemi günlük verilerini AR-GARCH yöntemi ile incelemiştir. Çalışma sonucunda, piyasalar arasındaki volatilité aktarımının çift yönlü olduğu, ancak geçmiş dönem inovasyonunun mevcut dönem volatilitesi üzerindeki etkisinin tek yönlü olarak vadeli işlem sözleşmesinden spot endekse doğru gerçekleştiği anlaşılmıştır¹⁴.

⁸ Y. Iihara, K. Kato and T. Tokunaga, "Intraday Return Dynamics Between the Cash and the Futures Markets in Japan", **The Journal of Futures Markets**, Vol.16, Issue 2, 1996, p. 147-162.

⁹ Ching-Chung Lin, Shen-Yuan Chen, Dar-Yeh Hwang and Chien-Fu Lin, "Does Index Futures Dominate Index Spot? Evidence from Taiwan Market", *Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies*, Vol.5, Issue 2, 2002, p. 255-275.

¹⁰ J. A. Lafuente, "Intraday Return and Volatility Relationships between the Ibox 35 Spot and Futures Markets", **Spanish Economic Review**, Issue 4, 2002, p. 201-220.

¹¹ Hyun-Jung Ryoo and G. Smith, "The Impact of Stock Index Futures on the Korean Stock Market", **Applied Financial Economics**, Issue 14, 2004, p.243-251.

¹² Y.P Singh, S. Bhatia, "Does Futures Trading Impact Spot Market Volatility? Evidence from Indian Financial Markets", **Decision**, Vol. 33, Issue 2, 2006, p.42-62.

¹³ M. G. Kavussanos, I.D. Visvikis and P. D. Alexakis, "The Lead-Lag Relationship Between Cash and Stock Index Futures in a New Market", **European Financial Management**, Vol. 14, Issue 5, 2008, p.1007–1025.

¹⁴ M. Karmakar, "Price Discoveries and Volatility Spillovers in S&P CNX Nifty Future and its Underlying Index CNX Nifty", **Vikalpa**, Vol. 34, Issue 2, 2009, p.41-56.

Lafuente, VAR modeli ile 17 Ocak 2000-26 Kasım 2002 arasında, S&P 500 hisse senedi endeksi ve vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ilişkisini gün içi 15 dakikalık verileri kullanarak incelemiştir. Çalışma sonucunda, yeni bilginin vadeli piyasada daha hızlı yayıldığı ve volatilitenin vadeli piyasadan spot piyasaya doğru tek yönlü olduğu anlaşılmıştır¹⁵.

2.2. Türkiye’de Yapılan Çalışmalar

Öztürk, spot ve vadeli işlemler piyasaları arasındaki volatilité ilişkisini incelemek için 07.09.2007-31.07.2008 döneminde İMKB 100 ve İMKB 30 endekslerinin ve VOB’da işlem gören VOB-İMKB-30 ve VOB-İMKB-100 Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerinin gün sonu kapanış değerleri/uzlaşma fiyatları GARCH (1,1)-Diagonal-BEKK modeli ile analiz etmiştir. Çalışma sonucunda İMKB-30, İMKB-100, EVİS-30 ve EVİS-100 günlük getiri volatilitésinin önemli ölçüde bir dönem önceki günlük getiri volatilitésindeki değişimden kaynaklandığı ve negatif şokların pozitif şoklara nazaran günlük getiri volatiliteleri üzerinde daha fazla etkide bulunduğu anlaşılmıştır¹⁶. Kasman ve Kasman, İMKB 30 endeksi vadeli işlem sözleşmesinin spot hisse senedi piyasası volatilitésini üzerindeki etkisini Temmuz 2002 -Ekim 2007 dönemi için asimetrik GARCH modelini kullanarak araştırmıştır. GARCH modelinden çıkan sonuçlar, vadeli işlem sözleşmesinin spot endeksin koşullu volatilitésini azalttığını göstermiştir¹⁷. Dikmen, İMKB 30 endeksine dayalı vadeli işlem sözleşmesinin spot piyasa oynaklığı üzerine etkisini 01.01.2002-28.11.2008 dönemi için GARCH modeli ile sınamıştır. Neticede, İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin VOB’da işlem görmeye başlamasının İMKB 30 endeksinin koşullu varyansı üzerinde artırıcı veya azaltıcı herhangi bir etki yapmadığı sonucuna ulaşmıştır¹⁸. Gökbulut ve arkadaşları, Vadeli İşlemler ve Opsiyon Borsasında işlem gören endeks vadeli işlem sözleşmelerinin, spot hisse senedi piyasasındaki fiyat oynaklığını tespit etmek amacıyla, Mart 2001-Şubat 2008 dönemi için AR-GARCH yöntemiyle analiz etmiştir. Analiz sonucunda İMKB-30 Endeks vadeli işlemlerinin başlamasıyla birlikte spot hisse senedi piyasası oynaklığında istatistiki açıdan anlamlı herhangi bir değişim gözlenmediği anlaşılmıştır¹⁹. Tokat ve Tokat, Şubat 2005-Haziran 2009 döneminde geçerli vadeli ve kote edilmiş spot USD/TL, AVRO/TL değerlerini kullanarak, İMKB 30 endeksi ve İMKB 30 endeks vadeli işlem sözleşmesi arasındaki volatilité ve şok ilişkisini GARCH modeli ile incelenmiştir. Çalışma sonucunda, volatilitenin asimetrik olduğu, olumsuz şokların veya haberlerin volatilitéyi daha fazla arttırdığı ve piyasalar arasındaki volatilité aktarımının çift yönlü olduğu anlaşılmıştır²⁰.

¹⁵ J. A. Lafuente, “Intraday Realised Volatility Relationships between the S&P 500 Spot and Futures Market”, *Journal of Derivatives and Hedge Funds*, Vol. 15, Issue 2, 2009, p.116-121.

¹⁶ Öztürk, a.g.k.

¹⁷ A. Kasman and S. Kasman, “The Impact of Futures Trading on Volatility of the Underlying Asset in the Turkish Stock Market” *Physica A: Statistical Mechanics and its Applications*, Vol. 387, Issue 12, 2008, p.2837-2845.

¹⁸ Aytaç Dikmen, “Türkiye’de Vadeli İşlemler Piyasasının Gelişimi Perspektifinde Hisse Senedi Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Gelişimi ve Spot Piyasa İle Etkileşimi”, Ankara, Sermaye Piyasası Kurulu, 2008, (Uzmanlık Yeterlik Etüdü).

¹⁹ R.İ Gökbulut, S. D Köseoğlu, and T. Atakan, “The Effects of the Stock Index Futures to the Spot Market: A Study for the Istanbul Stock Exchange”, *İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi*, Vol. 38, Issue 1, p. 84-100.

²⁰ E. Tokat and H. A. Tokat, “Shock and Volatility Transmission in the Futures and Spot Markets: Evidence From Turkish Markets”, *Emerging Markets Finance & Trade*, Vol.46, Issue 4, p.92-104.

Mutlu, İMKB 30 vadeli işlem sözleşmesinin spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini, Vadeli ve Opsiyon Borsasının Kuruluş tarihi yani 04.02.2005 tarihinden önceki ve sonraki yaklaşık 6,5 yıllık iki dönemi (07.08.1998-15.06.2011) GARCH(1,1) modeliyle incelenmiştir. Analiz bulguları, vadeli işlem sözleşmeleri işlem görmeye başladıktan sonraki dönemde İMKB 30 Endeksi volatilitesinin azaldığı doğrultusundadır. Ayrıca volatilitate etkileşimi kapsamında, 03.01.2011-15.06.2011 dönemine ait gün içi getiri serilerinden elde edilen gerçekleşmiş volatilitate değerleri de VAR yöntemiyle analiz edilmiştir. Analiz sonucunda, piyasalar arasındaki volatilitate aktarımının çift yönlü gerçekleşmekle birlikte, vadeli piyasa volatilitesinin İMKB 30 Endeksi volatilitesi üzerindeki açıklayıcı etkisinin daha güçlü olduğu anlaşılmıştır²¹.

3. Uygulama

Çalışmanın amacı çerçevesinde, yüksek işlem hacmi özellikleri göz önünde bulundurularak BIST30 ve BIST30 endeks vadeli işlem sözleşmesi günlük getiri verileri, 22.06.2011-15.09.2015 arası kapsayan dönem için incelenmiştir. Ancak, inceleme dönemi Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının kuruluşunun spot piyasa volatilitesi üzerindeki etkisini detaylı olarak analiz etmek için, Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının kuruluş tarihi olan 05.08.2013 gününden önceki yaklaşık 2 yıllık dönem (22.06.2011-05.08.2013) ile sonraki yaklaşık 2 yıllık dönem (06.08.2013-15.09.2015) olmak üzere iki alt döneme ayrılarak incelenmiştir. Bu kapsamda, BIST30 ve BIST30 endeks vadeli işlem sözleşmeleri verilerinin analizi için toplamda 877 gözlem yapılmıştır. Veriler Borsa İstanbul'un resmi internet sitesinden günlük olarak alınmış olup, kullanılan değişkenler ise BIST30 endeksi kapanış fiyatı ve BIST30 vadeli endeksi kapanış fiyatıdır. Serilerin durağan halleri ile çalışılmış ve BIST30 endeksi durağan hali DLBIST30 olarak, BIST30 vadeli endeksi durağan hali ise DLVIOP30 olarak ifade edilmiştir. Araştırma bulguları EVViews-6 programı ile elde edilmiştir.

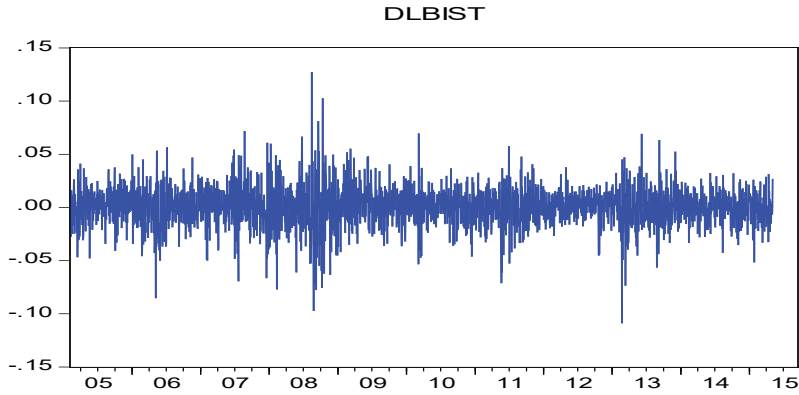
BIST 30 endeksi ve BIST30 vadeli endeksi kapsamında spot ve vadeli işlem piyasaları arasındaki volatilitate ilişkisinin varlığı incelenirken öncelikle uygun ortalama denklemi AR ve MA kullanılarak belirlenmiş ve serinin yapısına uygun olan ortalama denklem belirlendikten sonra bu modelden hesaplanacak artık terimleri ile seride ARCH etkisinin olup olmadığı incelenmiştir. Model artıklarına ARCH-LM testi uygulanarak artıklarda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı test edilmiştir. Finansal zaman serilerindeki volatilitate olgusu değişen varyans özelliği diğer bir deyişle zaman içinde sabit bir ortalamaya ve varyansa sahip olmayan serileri gösterir. Bu yüzden volatilitate ya da değişen varyans olgusunun çözümlenebilmesi için ARCH ve ARCH ailesi modelleri (GARCH, EGARCH, TARCH, PARCH) kullanılmıştır.

Koşullu değişen varyansın modellenmesinde, GARCH, TARCH, EGARCH ve PARCH teknikleri kullanılacaktır. Bu modellerin sadece (1,1) versiyonları denenmiştir. Tüm model denemelerinin normallik sınavında kurtosis değerinin 3'ten büyük olması nedeniyle hata

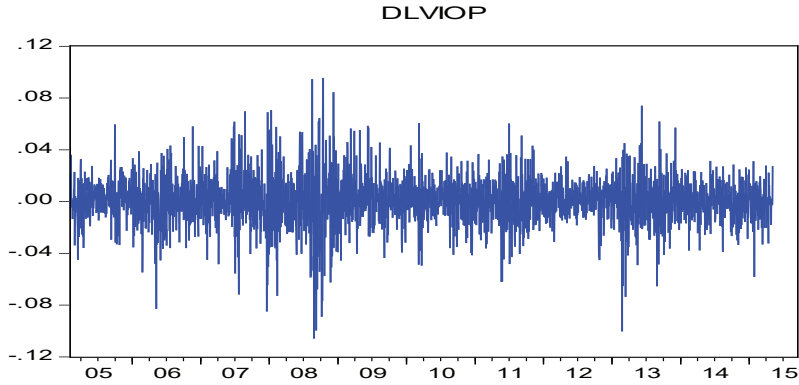
²¹ Elif Mutlu, "Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri ve Dayanak Varlık Piyasaları Etkileşimi: İMKB-VOB Uygulaması", İstanbul, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, 2011, (Uzmanlık Yeterlik Etüdü).

dağılımlarının t-dağılımına uygun olduğu varsayılmıştır. Volatilite analizinde BIST30 ve VIOP30 değişkenlerinin getiri serileri kullanılmıştır.22.06.2011–05.09.2015 döneminde Borsa İstanbul'un işleme açık olduğu günler dikkate alınarak, 2 yıllık 2 alt döneme ayrılarak analiz edilmiştir. BIST 30 Endeksinin t günü kapanış fiyatından, t-1 gününe ait kapanış fiyatı çıkartılarak elde edilen getiri serisi kullanılmıştır.

Şekil 3.1: BIST30 Endeksi Getiri Serisinin Zaman Yolu Grafiği



Şekil 3.2: VIOP30 Endeksi Getiri Serisinin Zaman Yolu Grafiği



Daha önce yapılmış olan volatilite tahmin analiz çalışmalarında çoğunlukla GARCH (2,2) modellerine göre GARCH (1,1) modellerinde daha başarılı sonuçlar elde edildiği görülmüştür. Oynaklık modelleri yapılırken zaman ufku kısa tutularak modellerin 1 ve 2'li versiyonları denenmiş ancak 2'li versiyonların anlamlı çıkmaması üzerine çalışmada yer verilmemiştir.

3.1. 2011-2013 Dönemi BIST30 Getiri Serisi Model Sonuçları

Öncelikle uygun ortalama denklem belirlenir. Serinin yapısına uygun olan model seçimi yapılırken, modelin Akaike (AIC) ve Schwartz (SC) değerleri minimum olmalı, parametreler % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmalı ve değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. BIST30 değişkeni için AR(1), MA(1) ARMA(1,1) ve bunların 2'li versiyonları denenmiş uygun ortalama denklem olarak ARMA (2,2) modeli bulunmuştur.

BIST30 serisi için ortalama denklemi,

$$DLBIST = \vartheta_1 AR(1) + \vartheta_2 AR(2) + \beta_1 MA(1) + \beta_2 MA(2) + \varepsilon_t \quad (1)$$

olarak oluşturulmuş ve tahmin sonuçları aşağıdaki denklemde verilmiştir.

$$DLBIST_{30t} = 0.001168 + [-0.094187AR(1)] + [-0.942864 AR(2)] + [1.105294MA(1)] + [0.868563MA(2)] \quad (2)$$

BIST30 endeks getiri serisinin oluşturulmasının amacı, BIST30 endeks getiri serisindeki volatilité olgusunun modellenebilmesi için kurulacak modellere temel oluşturmasıdır. Denklem sonucuna ilişkin AR ve MA parametrelerine ait katsayılar t istatistik değerlerine göre anlamlı çıkmıştır. Ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamının birden küçük olması gerekmektedir. Denklem AR(1) + AR(2) < 1 ve MA(1) + MA(2) < 1 olmak üzere toplamın birden küçük olma kısıdını sağladığını göstermektedir. Denklem sonuçlarındaki Akaike ve Schwarz bilgi ölçütlerinin negatif ve olabildiğince küçük çıkması gerekmektedir. Denklem sonuçlarına göre bu ölçütlere ait değerler negatif ve küçük değerler almışlardır.

AR süreci otoregresif (ardışık bağımlı) olma özelliğini göstermektedir. Bir seride AR sürecinin anlamlı bulunması, serinin bir değerinin bir önceki değerine bağlı olmasını ya da bir önceki değerine bağlı olarak değişmesini göstermektedir. AR (otoregresif) sürecindeki serilere özellikle finansal zaman serilerinde rastlanmaktadır. Örneğin AR(1) sürecindeki seriler literatürde rassal yürüyüş (random walk) olarak adlandırılmaktadır. MA parametresi ise modelde hareketli ortalama (moving average) sürecini temsil etmektedir. Hareketli ortalama serinin geçmiş değerlerini kullanarak gelecekteki değerlerin tahmin edilmesinde kullanılmaktadır. AR sürecinden farkı serinin daha geçmiş değerlerine yer vererek tahmin modellemesinde işe yaramasıdır.

Serinin yapısına uygun olan ortalama denklem ARMA(2,2) modeli olarak belirlenmesinden sonra bu modelden hesaplanacak artık terimleri ile seride ARCH etkisinin olup olmadığı belirlenecektir. BIST30 getiri serisi için uygun olduğu belirlenen ARMA(2,2) modeli artıklarına ARCH-LM testi uygulanarak artıklarda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Test denklemi;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (3) \text{ olarak oluşturulmuştur.}$$

Test hipotezleri ise,

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = 0 \text{ (ARCH Etkisi Yoktur)}$$

H_a : en az bir α_1 sıfırdan farklı (ARCH Etkisi Vardır) şeklindedir.

Tablo 3.1: ARCH-LM Test Sonucu

F-statistic	11.35997	Prob. F(2,419)	0.0000
Obs*R-squared	21.70565	Prob. Chi-Square(2)	0.0000
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.000136	1.90E-05	7.169542
RESID^2(-1)	0.222964	0.047401	4.703779
			Prob.
			0.0000

Ortalama denklem için yapılan ARCH LM Test sonuçlarına göre BIST30 Endeks getiri serisinin hata terimlerinin (artıklarının) karelerinin bir önceki değerine ait parametrenin katsayısı anlamlı çıkmıştır. Tabloda verilen modelden elde edilen artıklar için hesaplanan ARCH-LM testi p-değeri 0.05 > 0.0000 olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu durumda modelden elde edilen artıklarda ARCH etkisinin varlığı ortaya koymuştur.

Finansal zaman serilerindeki volatilité olgusu deęişen varyans özellięi ile açıklanabilmektedir. Volatil yapıda olan zaman serileri aynı zamanda deęişen varyansa yani zaman içinde sabit bir ortalamaya ve varyansa sahip olmayan serileri göstermektedir. Volatilité ya da deęişen varyans olgusunun çözümlenebilmesi için ARCH ve GARCH modelleri kullanılmaktadır. Seriyeye ait normallik sınaması ve otokorelasyon incelemesi yapılmış, kurtosis deęerinin 3,84 olması nedeniyle sivri olduęu görölmüş ve otokorelasyon incelemesinde otokorelasyona rastlanmamıştır. Bundan sonraki aşamada seriyeye uygun otoregresif koşullu deęişen varyans modeli belirlenecektir.

2011-2013 dönemi BIST30 getiri serisine GARCH, EGARCH, TARARCH ve PARARCH modelleri uygulanmıştır. Belirlenecek modellerin başarısını gösteren temel ölçütler Log-Likelihood, AIC ve SC performans kriterlerine ilişkin sonuçlar aşağıdaki tabloda toplu halde gösterilmektedir. En iyi modelin tespitinde; tahmin sonuçları, parametre anlamlılıęı, varyans parametrelerinin negatif olmama koşulu ile toplamalarının 1'den küçük olma koşulu, artıkların sabit varyansa sahip olma koşulu ve parametre tutumluluęu kriterleri dikkate alınmıştır. Hipotezlerin test edilmesi için tüm modeller denenmiş ve modellerin log-likelihood, Akaike (AIC) ve Schwartz (SC) deęerleri aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 3.2: BIST 30 Getiri Serisine Ait Model Sonuçları

Değişken: Getiri BIST30	2011-2013			2013-2015		
	Log- Likelihood	AIC	SC	Log- Likelihood	AIC	SC
GARCH (1,1)	1250.230	-5.845424	-5.740360	1287.557	-5.631597	-5.522566
TARCH (1,1)	1243.286	-5.817389	-5.721876	1289.734	-5.636796	-5.518680
EGARCH (1,1)	1244.831	-5.819957	-5.714893	1282.940	-5.606798	-5.488682
PARCH (1,1)	1244.846	-5.820027	-5.714963	1288.551	-5.627156	-5.499954

Vadeli İşlem ve Opsiyon Borsasının, Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasası olarak işlem görmeye başlamasıyla birlikte tablodan görüleceği üzere BIST30 getiri serisine ilişkin oynaklık tahmin modellerinin performansında yükseliş yaşanmıştır. VIOP30 değişkeninin modele dahil edilmesi bu sonuç üzerinde etkili olduğu söylenebilir. Modellerin performans ölçütleri incelendiğinde her iki dönemde de, Log-Likelihood değerinin yüksek olması ve AIC/SC değerlerinin düşük olması sonucunda GARCH(1,1) modelinin üstün olduğu görülmektedir.

GARCH (1,1) modeli, tahmin hatalarının karelerine dayalı ARMA modeli olarak ifade edilmektedir. Bu modelde, model sabiti, bir dönem gecikmeli hata terimlerini karesi ve bir dönem gecikmeli koşullu varyans değerinden ibaret üç değişkenle gösterilen bir modeldir.

2011-2013 dönemi BIST30 getiri serisi oynaklık modellerinde, değişken katsayılarının tutarlılığı, toplamlarının 1'den küçük olması koşullarına göre en iyi model GARCH (1,1) modeli olmuştur. Bu sonuç, daha önce yapılan çalışmalarla kıyaslandığında en uygun modelin GARCH (1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşan çalışmaların sonuçlarıyla paraleldir. GARCH (1,1) modeline, daha önce uygun ortalama denklemi olarak tahmin edilen ARMA(2,2) modeli eklenerek tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 3.3: 2011-2013 Dönemi BIST30 Değişkeni GARCH (1,1) Model Sonuçları

Dependent Variable: DLBIST				
GARCH = C(6) + C(7)*RESID(-1)^2 + C(8)*GARCH(-1) + C(9)*DLVIOP				
Variance Equation				
C	2.58E-06	1.27E-06	2.028782	0.0425
RESID(-1)^2	0.002593	0.010101	0.256697	0.0000
GARCH(-1)	0.978390	0.010288	95.10463	0.0000
DLVIOP	0.000166	0.000326	0.510588	0.4025
T-DIST. DOF	11.80464	5.685879	2.076133	0.0379
R-squared	0.031287	Mean dependent var		0.001142
Adjusted R-squared	0.010228	S.D. dependent var		0.013944
S.E. of regression	0.013873	Akaike info criterion		-5.845424
Sum squared resid	0.079676	Schwarz criterion		-5.740360
Log likelihood	1250.230	Hannan-Quinn criter.		-5.779652
F-statistic	1.485704	Durbin-Watson stat		1.920074
Prob(F-statistic)	0.150737			

Tahmin edilen GARCH(1,1) modeli aşağıdaki şekildedir.

$$ht=2.58+0.0025\epsilon t-1+0.978ht-1-0.000166DLVIOP \quad (4)$$

Tablo'da verilen GARCH(1,1) modelinin tahmin sonuçları incelendiğinde bütün parametrelerin %5 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Bir dönem gecikmeli ARCH ve GARCH parametreleri anlamlı ve pozitif çıkmıştır. Varyans denklemindeki ARCH ve GARCH katsayıları hem negatif olmama hem de birden küçük olma kısıtlarını sağlamaktadır. VIOP30 getiri serisinin istatistiksel olarak anlamsız olması, bu serinin BIST30 getiri serisinin oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkisinin olmadığını göstermektedir.

Volatilitenin modellenmesi için kurulan GARCH(1,1) modelinin hata terimlerinde serisel korelasyon ya da ilişki olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Hata terimlerinin ilişkili olup olmadığının bulunması için tekrar ARCH-LM Testi yapılmaktadır. GARCH modelinin başarısı açısından ARCH-LM Test sonucunda varyans modelinin artıklarının ilişki içinde olmaması gerekmektedir.

GARCH(1,1) Modelinin standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine ait ARCH LM test sonucuna göre prob. Chi-square değeri 0.8403 çıkmıştır. Modelin tahmin hataları üzerinde gerçekleştirilen ARCH-LM sonucu değişen varyans durumu ortadan kalkmış ve modelin hata terimleri arasında otokorelasyonun söz konusu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Hata terimleri arasında ilişkiye rastlanmaması GARCH(1,1) Modelinin değişen varyans ya da volatiliteyi modellemede başarılı olduğunu ortaya koymuştur. 2011–2013 dönemi BIST30 getiri serisinde asimetri etkisi ve oynaklık kümelenmesi sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

Tablo 3.4: 2011–2013 Dönemi BIST30 Getiri Serisinde Asimetri Etkisi ve Oynaklık Kümelenmesi Sonuçları

TARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i S_{t-i} \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
θ_1	0.075092	3.508676	0.0005
EARCH MODELLERİ			
$\text{LOG}(GARCH_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{ \epsilon_{t-i} + \gamma_i \epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \text{LOG}(GARCH_{t-j})$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	0.132798	1.377684	0.1683
γ_1	-0.793491	-5.779137	0.0000

PARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^Y = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\varepsilon_{t-i} - \delta_i \varepsilon_{t-i})^Y + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^Y$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_i	0.001317	0.046645	0.9628
δ_i	0.508440	0.059058	0.9529
γ	3.567365	0.918578	0.3583

Tablodaki TARCH, EGARCH ve PARCH modellerinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, asimetri etkisinin söz konusu olduğu, ancak oynaklık kümelenmesinin olmadığı görülmüştür. Simetrik etkiyi yansıtan model parametreleri (θ , γ), model tasarımlarında istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Buna karşın, PARCH modellerinde güç parametresinin (γ) anlamsız oluşu oynaklık kümelenmesinin olmadığına işaret etmektedir.

3.2. 2013-2015 Dönemi BIST30 Getiri Serisi Model Sonuçları

Öncelikle uygun ortalama denklem belirlenir. BIST30 değişkeni için AR(1), MA(1) ARMA(1,1) ve bunların 2 ve 3'lü versiyonları denenmiş uygun ortalama denklem olarak ARMA (3,3) modeli bulunmuştur.

BIST30 serisi için ortalama denklemi,

$DLBIST = \theta_1 AR(1) + \theta_2 AR(2) + \theta_3 AR(3) + \beta_1 MA(1) + \beta_2 MA(2) + \beta_3 MA(3) \varepsilon_t$ (5) olarak oluşturulmuş ve tahmin sonuçları aşağıdaki denklemde verilmiştir.

$DLBIST_{30t} = 0.000335 + [-0.491069 AR(1)] + [0.456880 AR(2)] + [0.866173 AR(3)] + [0.476395 MA(1)] + [-0.437654 MA(2)] + [-0.912757 MA(3)]$(6)

Denklem sonucuna ilişkin AR ve MA parametrelerine ait katsayılar t istatistik değerlerine göre anlamlı çıkmıştır. Ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamının birden küçük olması gerekmektedir. Denklem $AR(1)+AR(2)+AR(3)<1$ ve $MA(1)+MA(2)+MA(3) < 1$ olmak üzere toplamın birden küçük olma kısıtını sağladığını göstermektedir. Denklem sonuçlarındaki Akaike ve Schwarz bilgi ölçütlerinin negatif ve olabildiğince küçük çıkması gerekmektedir.

Bu modelden hesaplanacak artık terimleri ile seride ARCH etkisinin olup olmadığı belirlenecektir. DLBIST serisi için uygun olduğu belirlenen ARMA(3,3) modeli artıklarına ARCH-LM testi uygulanarak artıklarda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Test denklemi;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t$$
..... (7) olarak oluşturulmuştur.

Test hipotezleri ise,

$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = 0$ (ARCH Etkisi Yoktur)

H_a : en az bir α_1 sıfırdan farklı (ARCH Etkisi Vardır) şeklindedir.

Tablo 3.5: ARCH-LM Test Sonucu

F-statistic	3.171723	Prob. F(2,448)	0.0429
Obs*R-squared	6.296765	Prob. Chi-Square(2)	0.0429
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.000199	2.24E-05	8.868678
RESID^2(-1)	0.107840	0.047059	2.291597

Ortalama denklem için yapılan ARCH LM Test sonuçlarına göre BIST30 Endeks getiri serisinin hata terimlerinin (artıklarının) karelerinin bir önceki değerine ait parametrenin katsayısı anlamlı çıkmıştır. Tabloda verilen modelden elde edilen artıklar için hesaplanan ARCH-LM testi p-değeri $0.05 > 0.0429$ olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu durumda modelden elde edilen artıklarda ARCH etkisinin varlığı ortaya koyulmuştur. Seriyeye ait normallik sınaması ve otokorelasyon incelemesi yapılmış ve kurtosis değerinin 3,99 çıkması nedeniyle dağılımın sivri olduğu görülmüş, otokorelasyon incelemesi için yapılan LM testi sonucuna göre ise otokorelasyona rastlanmamıştır.

2013-2015 dönemi BIST30 getiri serisi oynaklık modellerinde, değişken katsayılarının tutarlılığı ve toplamlarının 1'den küçük olması koşullarına göre en iyi model GARCH (1,1) modeli olmuştur. Bu sonuç, daha önce yapılan çalışmalarla kıyaslandığında en uygun modelin GARCH (1,1) modeli olduğu sonucuna ulaşan çalışmaların sonuçlarıyla paraleldir.

Tablo 3.6: 2013-2015 Dönemi BIST30 Getiri Serisi GARCH(1,1) Modeli

Dependent Variable: DLBIST				
GARCH = C(8) + C(9)*RESID(-1)^2 + C(10)*GARCH(-1) + C(11)*DLVIOP				
Variance Equation				
C	2.96E-05	1.75E-05	1.688994	0.0412
RESID(-1)^2	0.027988	0.025240	1.108865	0.0275
GARCH(-1)	0.832364	0.092492	8.999290	0.0000
DLVIOP	0.002181	0.000921	2.367891	0.0179
T-DIST. DOF	11.10021	5.181616	2.142230	0.0322
R-squared	0.038316	Mean dependent var		-2.57E-05
Adjusted R-squared	0.014329	S.D. dependent var		0.014865
S.E. of regression	0.014759	Akaike info criterion		-5.631597
Sum squared resid	0.096056	Schwarz criterion		-5.522566
Log likelihood	1287.557	Hannan-Quinn criter.		-5.588636
F-statistic	1.597332	Durbin-Watson stat		2.064619
Prob(F-statistic)	0.096468			

Tahmin edilen GARCH(1,1) modeli aşağıdaki şekildedir.

$$ht=2.96+0.027\epsilon_{t-1}+0.832ht_{-1}-0.002181 DLVIOP \quad (8)$$

Tabloda verilen GARCH(1,1) modelinin tahmin sonuçları incelendiğinde bütün parametrelerin %5 hata payı ile istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca koşullu varyans modelinde her iki parametrenin negatif olmama koşulunu sağladığı görülmektedir.

Bir dönem gecikmeli ARCH, GARCH ve VIOP30 değişkeni getiri serisi parametreleri anlamlı ve pozitif çıkmıştır. VIOP30 getiri serisinin istatistiksel olarak anlamlı olması, bu serinin BIST30 getiri serisinin oynaklığı üzerinde anlamlı bir etkisinin olduğunu göstermektedir. Dikkat edilirse 2011-2013 döneminde VIOP30 değişkeni anlamsız iken, 2013-2015 döneminde VIOP30 değişkeninin anlamlı olması, Vadeli ve Opsiyon Borsası'nın Borsa İstanbul Vadeli İşlemler ve Opsiyon Piyasası'na dönüşmesi bu değişkenin anlamlı çıkmasına neden olmuştur. Volatilitenin modellenmesi için kurulan GARCH(1,1) modelinin hata terimlerinde serisel korelasyon ya da ilişki olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Hata terimlerinin ilişkili olup olmadığının bulunması için ARCH-LM Testi yapılmaktadır. GARCH modelinin başarısı açısından ARCH-LM Testi sonucunda varyans modelinin artıklarının ilişki içinde olmaması gerekmektedir.

GARCH(1,1) Modelinin standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine ait ARCH LM test sonucuna göre prob. Chi-square değeri 0.1044 çıkmıştır. Modelin tahmin hataları üzerinde gerçekleştirilen ARCH-LM sonucu değişen varyans durumu ortadan kalkmış ve modelin hata terimleri arasında otokorelasyonun söz konusu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Hata terimleri arasında ilişkiye rastlanmaması GARCH(1,1) Modelinin değişen varyans ya da volatilitayı modellemede başarılı olduğunu ortaya koymuştur.

Tablo 3.7: 2013–2015 Dönemi BIST30 Getiri Serisinde Asimetri Etkisi ve Oynaklık Kümelenmesi Sonuçları

TARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i S_{t-i} \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
θ_1	-0.149409	-2.473061	0.0134
EARCH MODELLERİ			
$\text{LOG}(GARCH_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{ \epsilon_{t-i} + \gamma_i \epsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \text{LOG}(GARCH_{t-j})$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	-0.150660	-1.434234	0.1515
γ_1	-0.365785	2.628223	0.0086

PARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i (\varepsilon_{t-i} - \delta_i \varepsilon_{t-i})^\gamma + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	0.030755	0.975321	0.3294
δ_1	0.897498	15.05945	0.0000
γ	-0.390560	-0.660646	0.5088

Tabloda TARCH, EGARCH ve PARCH modellerinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, asimetri etkisinin söz konusu olduğu, ancak oynaklık kümelenmesinin olmadığı görülmüştür. Simetrik etkiyi yansıtan model parametreleri (θ , γ), model tasarımlarında istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır. Buna karşın, PARCH modellerinde güç parametresinin (γ) anlamsız oluşu oynaklık kümelenmesinin olmadığına işaret etmektedir.

3.3. 2011-2013 Dönemi VIOP30 Değişkeni Model Sonuçları

Serinin yapısına uygun olan model seçimi yapılırken, modelin Akaike (AIC) ve Schwartz (SC) değerleri minimum olmalı, parametreler % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmalı ve değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. BIST30 değişkeni için AR(1), MA(1) ARMA(1,1) ve bunların 2'li versiyonları denenmiş uygun ortalama denklem olarak ARMA (2,2) modeli bulunmuştur.

VIOP30 serisi için ortalama denklemi,

$DLVIOP = \theta_1 AR(1) + \theta_2 AR(2) + \beta_1 MA(1) + \beta_2 MA(2) + \varepsilon_t$ (9) olarak oluşturulmuş ve tahmin sonuçları aşağıdaki denklemde verilmiştir.

$$DLVIOP30t = 0.001133 + [-1.105093AR(1)] + [-0.814898AR(2)] + [1.105294MA(1)] + [0.868563MA(2)] \quad (10)$$

Denklem sonucuna ilişkin AR ve MA parametrelerine ait katsayılar t istatistik değerlerine göre anlamlı çıkmıştır. Ortalama denklemin AR ve MA parametrelerinin katsayı değerlerinin kendi aralarında toplamının birden küçük olması gerekmektedir. Denklem $AR(1)+AR(2) < 1$ ve $MA(1)+MA(2) < 1$ olmak üzere toplamın birden küçük olma kısıdını sağladığını göstermektedir. Denklem sonuçlarındaki Akaike ve Schwarz bilgi ölçütlerinin negatif ve olabildiğince küçük çıkması gerekmektedir. Denklem sonuçlarına göre bu ölçütlere ait değerler negatif ve küçük değerler almışlardır. Serinin yapısına uygun olan ortalama denklem belirlenmesinden sonra bu modelden hesaplanacak artık terimleri ile seride ARCH etkisinin olup olmadığı belirlenecektir.

DLVIOP serisi için uygun olduğu belirlenen ARMA(2,2) modeli artıklarına ARCH-LM testi uygulanarak artıklarda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Test denklemi;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \quad (11) \text{ oluşturulmuştur.}$$

Test hipotezleri ise,

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = 0 \text{ (ARCH Etkisi Yoktur)}$$

H_a : en az bir α_1 sıfırdan farklı (ARCH Etkisi Vardır) şeklindedir.

Tablo 3.8: ARCH-LM Test Sonucu

Heteroskedasticity Test: ARCH				
F-statistic	8.710849	Prob. F(2,419)		0.0002
Obs*R-squared	16.84599	Prob. Chi-Square(2)		0.0002
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
C	0.000156	2.14E-05	7.304498	0.0000
RESID^2(-1)	0.040342	0.048002	0.840424	0.4012
RESID^2(-2)	0.193853	0.048001	4.038554	0.0001

Tabloda verilen modelden elde edilen artıklar için hesaplanan ARCH-LM testi p-değeri 0.05 > 0.0002 olduğu için H_0 hipotezi reddedilmiştir. Bu durumda modelden elde edilen artıklarda ARCH etkisinin varlığı ortaya koyulmuştur. Seriyeye ait normallik sınaması ve otokorelasyon incelemesi yapılmış, kurtosis değerinin 3,94 olması nedeniyle dağılımın sivri olduğu tespit edilmiş, otokorelasyon sınaması için yapılan LM test sonucuna göre ise otokorelasyona rastlanmamıştır. Bundan sonraki aşamada seriyeye uygun otoregresif koşullu değişen varyans modeli belirlenecektir.

2011-2013 dönemi VIOP 30 getiri serisine GARCH, EGARCH, TARCH ve PARCH modelleri uygulanmıştır. Modellerin başarısını gösteren temel ölçütler Log-Likelihood, AIC ve SC performans kriterlerine ilişkin sonuçlar aşağıdaki tabloda toplu halde gösterilmektedir. En iyi modelin tespitinde; tahmin sonuçları, parametre anlamlılığı, varyans parametrelerinin negatif olmama koşulu ile toplamlarının 1'den küçük olma koşulu, artıkların sabit varyansa sahip olma koşulu ve parametre tutumluluğu kriterleri dikkate alınmıştır. Hipotezlerin test edilmesi için tüm modeller denenmiş ve modellerin log-likelihood, Akaike (AIC) ve Schwartz (SC) değerlerine aşağıdaki tabloda yer verilmiştir.

Tablo 3.9: VIOP 30 Getiri Serisine Ait Model Sonuçları

Değişken:	2011-2013	2013-2015
Getiri VIOP30		

Model	Log-Likelihood	AIC	SC	Log-Likelihood	AIC	SC
GARCH (1,1)	1226.713	-5.739214	-5.643702	1278.548	-5.584826	-5.512381
TARCH (1,1)	1228.432	-5.742606	-5.637542	1278.646	-5.580861	-5.499360
EGARCH (1,1)	1228.987	-5.745223	-5.640159	1275.498	-5.567026	-5.485526
PARCH (1,1)	1230.857	-5.754042	-5.648978	1287.042	-5.617769	-5.536268

Modellerin performans ölçütleri incelendiğinde her iki dönemde de, Log-Likelihood değerinin yüksek olması ve AIC/SC değerlerinin düşük olması sonucunda PARCH(1,1) modelinin üstün olduğu görülmektedir. 2011-2013 dönemi VIOP30 getiri serisi oynaklık modellerinde, değişken katsayılarının tutarlılığı ve toplamalarının 1'den küçük olması koşullarına göre en iyi model PARCH (1,1) modeli olmuştur. PARCH (1,1) modeline, daha önce uygun ortalama denklemi olarak tahmin edilen ARMA(2,2) modeli eklenerek tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 3.10: 2011-2013 Dönemi VIOP30 Değişkeni PARCH (1,1) Model Sonuçları

Dependent Variable: DLVIOP @SQRT(GARCH) = C(6) + C(7)*(ABS(RESID(-1)) - C(8)*RESID(-1)) + C(9) *@SQRT(GARCH(-1)) + C(10)*DLBIST				
Variance Equation				
C(6)	0.000258	8.96E-05	2.874888	0.0040
C(7)	0.019261	0.017943	1.073453	0.0231
C(8)	-0.088315	0.685020	-0.128923	0.0374
C(9)	0.964010	0.017070	56.47395	0.0000
C(10)	-0.009298	0.009333	-0.996243	0.0191
T-DIST. DOF	90.95508	352.7506	0.257845	0.7965
R-squared	0.035904	Mean dependent var		0.001161
Adjusted R-squared	0.012560	S.D. dependent var		0.014454
S.E. of regression	0.014363	Akaike info criterion		-5.754042
Sum squared resid	0.085199	Schwarz criterion		-5.648978
Log likelihood	1230.857	Hannan-Quinn criter.		-5.712532
F-statistic	1.538048	Durbin-Watson stat		2.039711
Prob(F-statistic)	0.123331			

Tablo'da verilen PARCH(1,1) modelinin tahmin sonuçları incelendiğinde bütün parametrelerin %5 hata payı ile anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca koşullu ortalama modelinin parametrelerinin de % 5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Bir dönem gecikmeli ARCH, GARCH (C(6) -0.000258 ve C(7) 0.019261) parametreleri anlamlı ve pozitif çıkmıştır, BIST30 getiri değişkeninin oynaklığı azalttığı ve bu etkinin %0.9 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Asimetri etkisini ölçen C(6) parametresi ile C(7) parametresinin

istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmekte ve pozitif değer alması, negatif şokların lehine asimetri etkisinin mevcudiyetini göstermektedir.

Volatilitenin modellenmesi için kurulan PARCH(1,1) modelinin hata terimlerinde serisel korelasyon ya da ilişki olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Hata terimlerinin ilişkili olup olmadığının bulunması için tekrar ARCH LM Testi yapılmaktadır. GARCH modelinin başarısı açısından ARCH LM Testi sonucunda varyans modelinin artıklarının ilişki içinde olmaması gerekmektedir.

PARCH(1,1) Modelinin standardize edilmiş hata terimlerinin karelerine ait ARCH-LM test sonucuna göre prob. Chi-square değeri 0.8412 çıkmıştır.. Modelin tahmin hataları üzerinde gerçekleştirilen ARCH-LM sonucu değişen varyans durumu ortadan kalkmış ve modelin hata terimleri arasında otokorelasyonun söz konusu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır. Hata terimleri arasında ilişkiye rastlanmaması PARCH(1,1) Modelinin değişen varyans ya da volatilitayı modellemede başarılı olduğunu ortaya koymuştur.

Tablo 3.11: 2011–2013 Dönemi VIOP30 Getiri Serisinde Asimetri Etkisi ve Oynaklık Kümelenmesi Sonuçları

TARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i S_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
θ_1	0.056383	2.448115	0.0144
EARCH MODELLERİ			
$\text{LOG}(GARCH_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{ \varepsilon_{t-i} + \gamma_i \varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \text{LOG}(GARCH_{t-j})$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	-0.043236	-2.251619	0.0243
γ_1	0.070965	1.728572	0.0839
GARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	0.010564	0.919762	0.3577
δ_1	0.972254	66.96383	0.0000

Tabloda TARARCH, EGARCH ve GARCH modellerinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, asimetri etkisinin söz konusu olduğu, ancak oynaklık kümelenmesinin olmadığı görülmüştür. Simetrik etkiyi yansıtan model parametreleri (θ , α), model tasarımlarında istatistiksel olarak anlamlı çıkmıştır.

3.4. 2013-2015 Dönemi VIOP30 Getiri Serisi Model Sonuçları

Öncelikle uygun ortalama denklem belirlenir. Serinin yapısına uygun olan model seçimi yapılırken, modelin Akaike (AIC) ve Schwartz (SC) değerleri minimum olmalı, parametreler % 5 anlamlılık düzeyinde istatistiksel olarak anlamlı olmalı ve değişkenlerin durağan olması gerekmektedir. BIST30 değişkeni için AR(1), MA(1) ARMA(1,1) modelleri denenmiş ve uygun ortalama denklem olarak ARMA (1,1) modeli bulunmuştur. VIOP30 serisi için ortalama denklemi,

$$DLVIOP = \theta_1 AR(1) + \beta_1 MA(1) + \varepsilon_t \dots \dots \dots (12)$$

olarak oluşturulmuş ve tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda verilmiştir.

$$DLVIOP30t = -6.08 + [-0.706582AR(1)] + [0.638651MA(1)] \dots \dots (13)$$

Serinin yapısına uygun olan ortalama denklem ARMA(1,1) modeli olarak belirlenmesinden sonra bu modelden hesaplanacak artık terimleri ile seride ARCH etkisinin olup olmadığı belirlenecektir. DLVIOP serisi için uygun olduğu belirlenen ARMA(1,1) modeli artıklarına ARCH-LM testi uygulanarak artıklarda sabit varyans varsayımının geçerli olup olmadığı test edilmiştir.

Test denklemi;

$$h_t = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_p \varepsilon_{t-p}^2 + v_t \dots (14) \text{ oluşturulmuştur.}$$

Test hipotezleri ise,

$$H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = 0 \text{ (ARCH Etkisi Yoktur)}$$

H_a : en az bir α_1 sıfırdan farklı (ARCH Etkisi Vardır) şeklindedir.

Tablo 3.12: ARCH-LM Test Sonucu

F-statistic	2.410241	Prob. F(9,437)	0.0112
Obs*R-squared	21.13923	Prob. Chi-Square(9)	0.0120
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic
C	0.000140	3.48E-05	4.008104
RESID^2(-1)	0.132812	0.047371	2.803676
			Prob.

R-squared	0.047291	Mean dependent var	0.000227
Adjusted R-squared	0.027670	S.D. dependent var	0.000430
S.E. of regression	0.000424	Akaike info criterion	-12.67000
Sum squared resid	7.87E-05	Schwarz criterion	-12.57822
Log likelihood	2841.744	Hannan-Quinn criter.	-12.63381
F-statistic	2.410241	Durbin-Watson stat	1.998341
Prob(F-statistic)	0.011225		

Tabloda verilen modelden elde edilen artıklar için hesaplanan ARCH-LM testi p-değeri 0.05 >0.0120 olduğu için Ho hipotezi reddedilmiştir. Bu durumda modelden elde edilen artıklarda ARCH etkisinin varlığı ortaya koyulmuştur. Seriyeye ait normallik sınaması ve otokorelasyon incelemesi yapılmış, kurtosis değerinin 4,51 çıkması nedeniyle dağılımın sivri olduğu gözlemlenmiş ve otokorelasyon incelemesi için yapılan LM testi sonucuna göre ise otokorelasyona rastlanmamıştır. Seriyeye ait GARCH, TARCH, PARCH model sonuçları 2013–2015 Dönemi VIOP30 Getiri Serisinde Asimetri Etkisi ve Oynaklık Kümelenmesi Sonuçları tablosunda verilmiştir.

2013-2015 dönemi VIOP30 getiri serisi oynaklık modellerinde, değişken katsayılarının tutarlılığı ve toplamlarının 1'den küçük olması koşullarına göre en iyi model PARCH (1,1) modeli olmuştur. PARCH (1,1) modeline, daha önce uygun ortalama denklemi olarak tahmin edilen ARMA(1,1) modeli eklenerek tahmin edilmiştir. Tahmin sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 3.13: VIOP 30 Değişkeni PARCH (1,1) Model Sonuçları

Dependent Variable: DLVIOP				
@SQRT(GARCH) = C(4) + C(5)*(ABS(RESID(-1)) - C(6)*RESID(-1)) + C(7)				
*@SQRT(GARCH(-1)) + C(8)*DLBIST				
Variance Equation				
C(4)	0.000241	7.37E-05	3.274337	0.0011
C(5)	0.026058	0.013099	-1.989334	0.0467
C(6)	0.856353	0.768941	1.113678	0.0254
C(7)	1.004996	0.010148	99.03103	0.0000
C(8)	-0.050008	0.022587	-2.214000	0.0268
T-DIST. DOF	179.4849	1013.464	0.177100	0.8594
R-squared	0.010699	Mean dependent var		-0.000129
Adjusted R-squared	-0.007046	S.D. dependent var		0.015154
S.E. of regression	0.015208	Akaike info criterion		-5.617769
Sum squared resid	0.103148	Schwarz criterion		-5.536268
Log likelihood	1287.042	Hannan-Quinn criter.		-5.585661
F-statistic	0.602929	Durbin-Watson stat		2.141678
Prob(F-statistic)	0.775612			

Tablo'da verilen PARCH(1,1) modelinin tahmin sonuçları incelendiğinde bütün parametrelerin %5 hata payı ile anlamlı olduğu görülmektedir. Ayrıca koşullu ortalama modelinin parametrelerinin de % 5 anlamlılık düzeyine göre istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Bir dönem gecikmeli ARCH, GARCH (C(4) parametresi 0.000241 ve C(5) parametresi 0.026058) parametreleri anlamlı ve pozitif çıkmıştır. BIST30 getiri değişkeninin oynaklığı azalttığı ve bu etkinin % 5 düzeyinde anlamlı olduğu tespit edilmiştir. Asimetri etkisini ölçen C(6) parametresi ile C(7) parametresinin pozitif değer alması, negatif şokların lehine asimetri etkisinin mevcut ve istatistiksel olarak anlamlı olduğu görülmektedir.

Volatilitenin modellenmesi için kurulan GARCH (1,1) modelinin hata terimlerinde serisel korelasyon ya da ilişki olup olmadığının tespit edilmesi gerekmektedir. Hata terimlerinin ilişkili olup olmadığının bulunması için ARCH LM Testi yapılmaktadır. Modelin tahmin hataları üzerinde gerçekleştirilen ARCH-LM sonucu test sonucuna göre prob. Chi-square değeri 0.8413 çıkmıştır. Bu sonuca göre değişen varyans durumu ortadan kalkmış ve modelin hata terimleri arasında otokorelasyonun söz konusu olmadığı sonucuna ulaşılmıştır.

Tablo 3. 14: 2013–2015 Dönemi VIOP30 Getiri Serisinde Asimetri Etkisi ve Oynaklık Kümelenmesi Sonuçları

TARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{i=1}^p \theta_i S_{t-i} \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^q \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
θ_1	-0.020875	-0.639501	0.5225
EARCH MODELLERİ			
$\text{LOG}(GARCH_t) = \alpha_0 + \sum_{i=1}^p \alpha_i \frac{ \varepsilon_{t-i} + \gamma_i \varepsilon_{t-i}}{\sigma_{t-i}} + \sum_{j=1}^q \text{LOG}(GARCH_{t-j})$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	-0.041765	-0.534943	0.5927
γ_1	-0.120559	-1.876922	0.0605
GARCH MODELLERİ			
$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2$			
Katsayı	(1,1) Model Tasarımları		
	Değer	t-istatistiği	Olasılık
α_1	0.019506	1.080907	0.2797
δ_1	0.924750	21.08207	0.0000

Tabloda TARARCH, EGARCH ve GARCH modellerinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde, asimetri etkisinin olmadığı görülmüştür. Simetrik etkiyi yansıtan model parametreleri (θ, α, γ), model tasarımlarında istatistiksel olarak anlamsız çıkmıştır.

4. Sonuç

Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının 05.08.2013 tarihinde açılmasının BIST30 Endeksi volatilitésinin yapısı üzerindeki etkisini analiz etmek amacıyla, Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının işleme açılmadığı ilk dönem ve Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının işleme açık olduğu ikinci dönem için GARCH modeli ayrı ayrı analiz edilmiştir. İlk ve ikinci dönem GARCH modeli sonuçları aşağıdaki tabloda yer almaktadır.

Tablo 4.1: BIST30 Değişkeni Dönemler Bazında GARCH(1,1) Sonuçları

Değişken	VİOP Öncesi			VİOP sonrası	
	Katsayı	z-istatistiği	Katsayı	z-istatistiği	
C	2.58	2.028782	2.96	1.688994	
Varyans Denklemi					
ϵ_{t-1}^2	0.002593	0.256697	0.027988	1.108865	
h_{t-1}	0.978390	95.10463	0.832364	8.999290	
c	0.000166	0.510588	0.002181	2.367891	

Tablodan görüleceği üzere, ikinci dönemde, ARCH katsayısı ilk dönem değeri olan 0.002593'dan 0.027988'ya yükselmiş, GARCH katsayısı ise 0.978390'dan 0.832364'e gerilemiştir. ARCH ve GARCH katsayılarında görülen söz konusu değişimler, spot piyasa koşullu volatilitésini üzerinde "yeni haber" in etkisinin arttığı, "eski haber"i yansıtan gecikmeli koşullu varyansın ise etkisinin düştüğü dolayısıyla volatilitédeki kalıcılığın azaldığı yönünde yorumlanabilmektedir. Diğer bir deyişle Borsa İstanbul Vadeli İşlem ve Opsiyon Piyasasının açılmasıyla spot piyasa volatilitésinin azaldığı görülmektedir. Bu durum büyük ölçüde yurtiçinde ve yurt dışında yapılan çalışmaların sonuçları ile uyumludur.

Yapılan analizlerde GARCH, TARARCH, EGARCH ve PARARCH modellerinin sonuçları birlikte değerlendirildiğinde ise, asimetri etkisinin genel olarak söz konusu olduğu, ancak oynaklık kümelenmesinin olmadığı tespit edilmiştir.

Vadeli piyasaların derinleşmeye başlaması, diğer makro-mikro ekonomik faktörlerdeki iyileşmeler, vadeli piyasalarda işlem yapacak piyasa katılımcılarının gerekli uzmanlık bilgisine sahip olması gibi faktörlerin etkisiyle ülkemizde gelecek dönemlerde spot ve vadeli piyasa arasındaki volatilité ilişkisinin seyrinin bu çalışma sonuçlarına benzer olabileceği tahmin edilmektedir. Bu kapsamda volatilité ilişkisine yönelik çalışmaların ileride de tekrarlanması uygun olacağı düşünülmektedir. Diğer taraftan, spot ve vadeli piyasa arasındaki volatilité

ilişkisinin yönü diğer bir değişle piyasalar arasındaki öncül-ardıl (nedensellik) ilişkisinin de ele alınmasının önemli olduğu düşünülmektedir. Özellikle volatilité ve öncül-ardıl ilişkisinin ülkemizde sermaye piyasalarında değişimin ve dönüşüm yaşandığı 2013 yılı sonrasını kapsayan dönemler için yapılmasının yararlı olacağı düşünülmektedir.

Kaynakça

- AYDOĞAN, K., "Spot ve Vadeli İşlem Piyasaları İlişkisi Üzerine Bir Not", **İMKB Dergisi**, 1998, s.15-22.
- CHAN, K., K. C. Chan and G. Andrew K., "Intraday Volatility in the Stock Index and Stock Index Futures Markets", **The Review of Financial Studies**, 1991, p.657-684.
- DİKMEN, A., "**Türkiye'de Vadeli İşlemler Piyasasının Gelişimi Perspektifinde Hisse Senedi Endeks Vadeli İşlem Sözleşmelerinin Gelişimi ve Spot Piyasa İle Etkileşimi**", Ankara, Sermaye Piyasası Kurulu, 2008, (Uzmanlık Yeterlilik Etüdü).
- GÖKBULUT, R.İ., Köseoğlu, S. D. and Atakan, T., "The Effects of the Stock Index Futures to the Spot Market: A Study for the Istanbul Stock Exchange", **İstanbul Üniversitesi İşletme Fakültesi Dergisi**, 2009, p.84-100.
- IIHARA, Yoshio, Kato, K. and Tokunaga, T., "Intraday Return Dynamics Between the Cash and the Futures Markets in Japan", **The Journal of Futures Markets**, 1996, p.147-162.
- KARMAKAR, M., "Price Discoveries and Volatility Spillovers in S&P CNX Nifty Future and its Underlying Index CNX Nifty", **Vikalpa**, 2009, p.41-56.
- KASMAN, A. and Kasman, S., "The Impact of Futures Trading on Volatility of the Underlying Asset in the Turkish Stock Market", **Physica A: Statistical Mechanics and its Applications**, 2008, p.2837-2845.
- KAVUSSANOS, M. G., Visvikis, I. D. and Alexakis, P. D., "The Lead-Lag Relationship Between Cash and Stock Index Futures in a New Market", **European Financial Management**, 2008, p.1007-1025.
- KOUTMOS, G. and Tucker, M., "Temporal Relationships and Dynamic Interactions between Spot and Futures Stock Markets", **The Journal of Futures Markets**, 1996, p.55-69.
- LAFUENTE, J. A., "Intraday Realised Volatility Relationships Between the S&P 500 Spot and Futures Market", **Journal of Derivatives and Hedge Funds**, 2009, p.116-121.
- LAFUENTE, J. A., "Intraday Return and Volatility Relationships between the Ibex 35 Spot and Futures Markets", **Spanish Economic Review**, 2002, p.201-220.
- LIN, C.-C., Chen, S.-Y., Hwang, D.-Y. and Lin, C.-F., "Does Index Futures Dominate Index Spot? Evidence from Taiwan Market", **Review of Pacific Basin Financial Markets and Policies**, 2002, p.255-275.
- MUTLU, E., "**Endeks Vadeli İşlem Sözleşmeleri ve Dayanak Varlık Piyasaları Etkileşimi: İMKB-VOB Uygulaması**", İstanbul, İstanbul Menkul Kıymetler Borsası, 2011, (Uzmanlık Yeterlilik Etüdü).
- ÖZTÜRK, B., "İMKB ile VOB Arasındaki Etkileşimin İMKB-30 ve İMKB-100 Bağlamında İrdelenmesi ve Elde Edilen Sonuçların VOB Bünyesinde Gerçekleştirilen İşlemlerin Gözetimi-Denetimi Açısından Değerlendirilmesi", **Ankara, Sermaye Piyasası Kurulu**, 2008, (Uzmanlık Yeterlilik Etüdü).
- RYOO, H.-J. and Smith, G., "The Impact of Stock Index Futures on the Korean Stock Market", **Applied Financial Economics**, 2004, p.243-251.
- SINGH, Y.P. and Bhatia, S., "Does Futures Trading Impact Spot Market Volatility? Evidence from Indian Financial Markets", **Decision**, 2006, p.42-62.
- TOKAT, E. and Tokat, H. A., "Shock and Volatility Transmission in the Futures and Spot Markets: Evidence From Turkish Markets", **Emerging Markets Finance & Trade**, 2010, p.92-104.
- YILMAZ, M. K., "Vadeli Piyasa-Spot Piyasa Etkileşimi", **Active Dergisi**, 2001, s.63-83.